

Juan J. Dolado, Carmela Martín,
Luis R. Romero (eds.)

La industria y el comportamiento de las empresas españolas

Ensayos en homenaje a Gonzalo Mato

DONACIÓN

Alianza
Editorial

Reservados todos los derechos. De conformidad con lo dispuesto en el art. 534-bis del Código Penal vigente, podrán ser castigados con penas de multa y privación de libertad quienes reprodujeran o plagiaran, en todo o en parte, una obra literaria, artística o científica fijada en cualquier tipo de soporte sin la preceptiva autorización.

© Juan J. Dolado, Carmela Martín y Luis R. Romero
© Alianza Editorial, S. A.; Madrid, 1993
Calle Juan Ignacio Luca de Tena, 15; 28027 Madrid; teléf. 741 66 00
ISBN: 84-206-6805-2
Depósito legal: M. 31.021-1993
Fotocomposición EFCA, S. A.
Avda. Dr. Federico Rubio y Galí, 16; 28039 Madrid
Impresión: Lavel. Los Llanos, nave 6. Humanes (Madrid)
Printed in Spain

PRÓLOGO

Tras la irreparable pérdida que para la comunidad de economistas españoles supuso el fallecimiento de Gonzalo Mato en accidente de tráfico en agosto de 1991, un grupo de amigos y compañeros pensamos en tributarle un pequeño homenaje editando un libro que recogiese un conjunto de ensayos sobre diversos temas de Economía Industrial que Gonzalo, tanto en su actividad lectiva como investigadora, había ayudado a difundir y desarrollar.

Con tal propósito, en octubre de 1991 nos pusimos en contacto con varios profesionales, con una trayectoria investigadora en este campo y relacionados más o menos directamente con Gonzalo, para que colaboraran en el proyecto. Dado que el interés de éste por los temas de Economía Industrial no era puramente teórico, sino eminentemente aplicado, pusimos especial énfasis en recabar aportaciones cuya vertiente fundamental fuera también la aplicación de análisis cuantitativos a la medición y explicación de las regularidades empíricas concernientes a la actividad productiva, financiera y comercial de las empresas industriales españolas.

Por consiguiente, los trabajos integrados en el presente volumen pertenecen al área de la Economía Industrial Aplicada. Con el fin de mantenernos fieles a la forma de proceder de Gonzalo, la selección final de los trabajos que contiene este volumen fue llevada a cabo mediante un proceso riguroso de evaluación anónima. En este sentido, creemos que la colección de ensayos elegidos ofrece una panorámica adecuada de la investigación que se está desarrollando en este área y que tiene como referencia a la economía española.

Vaya aquí nuestro más sincero agradecimiento a los autores que se prestaron con entusiasmo a colaborar con sus investigaciones en este

proyecto, sin otro interés que el de ayudar a elaborar un producto final que estuviera a la altura de los estándares de calidad de los trabajos del propio homenajeado.

Nuestro más sincero agradecimiento también a los evaluadores que dedicaron generosamente su tiempo a seleccionar y mejorar la calidad de los trabajos presentados.

Asimismo, deseáramos dar las gracias a María Cifuentes y Carlos Rodríguez Braun, sin cuyo apoyo incondicional, en nombre de Alianza Editorial, este libro nunca hubiera existido.

Además, sería injusto olvidar las tareas administrativas de Carmina Arellano, Lis Fraile y Manuela Malagón, quienes se ocuparon diligentemente de coordinar la comunicación entre editores, evaluadores y autores. Finalmente, nuestro afectuoso agradecimiento a Antonio Abadía y Xavier Freixas, que nos ayudaron a poner en marcha este proyecto en sus inicios.

Juan José Dolado, Carmela Martín y Luis Rodríguez Romero

Madrid, Junio de 1993

INTRODUCCIÓN

*

El estudio desagregado de la industria, tanto de este país como de otras economías, constituye una de las tareas más oportunas y relevantes de cuantas se pueden plantear actualmente desde el ámbito de la investigación económica. A dicho objetivo dedicamos este libro. Deseamos asimismo aprovechar esta oportunidad para ayudar a difundir un conjunto de técnicas cuantitativas (econometría de datos de panel) cuya utilización es muy adecuada para alcanzar unos resultados fiables en este campo. Ello resulta de especial interés en un momento en que la creciente disponibilidad de paneles de datos individuales a nivel de sector industrial o empresa (por ejemplo, la Encuesta Industrial y la Central de Balances del Banco de España, a partir de 1978 y 1982, respectivamente) está haciendo resurgir el interés por este tipo de estudios.

De cualquier modo, parece conveniente dedicar un capítulo introductorio a justificar, y en su caso documentar brevemente con datos referidos a la industria española, las afirmaciones precedentes a la vez que, cumpliendo con las expectativas generadas por un capítulo que merezca tal nombre, se ofrece a los lectores un resumen sobre el contenido y principales resultados obtenidos en los diversos trabajos que integran el volumen.

Procedamos, pues, con los comentarios en torno al interés y oportunidad del tema. A este respecto, el primer argumento que se puede ofrecer para demostrar la relevancia de un libro que, como éste, trate de indagar en el conocimiento detallado de la industria española, mediante datos referidos a sectores y empresas, es poner de relieve una vez más que la industria es la actividad productiva esencial en la determinación del crecimiento de un país y, por consiguiente, del nivel de bienestar económico de sus ciudadanos. Ello es así, entre otras, por dos razones.

CUADRO I. Clasificación de Sectores según sus Efectos de Arrastre.

Efecto de arrastre hacia adelante mayor que la media			
$\left(k_i \geq \frac{\sum k_i}{n}\right)$		$\left(k_i < \frac{\sum k_i}{n}\right)$	
Efecto de arrastre hacia atrás mayor que la media	$\left(k_j \geq \frac{\sum k_j}{n}\right)$	Minerales de hierro	Productos de caucho Otros
		Vehículos y motores	medios de transporte
Efecto de arrastre hacia atrás menor que la media	$\left(k_j < \frac{\sum k_j}{n}\right)$	Minerales no ferreos	Artículos de papel
		Otros alimentos Máquinas agrícolas/industr	Agricultura, silv y pesca
		Productos metálicos Productos químicos Pastas de papel	Recuperación y reparación Material eléctrico Edificios y obras civiles
			Ferrocarriles
			Carnes y conservas
			Leche y productos l
			Máquinas de oficina
			Cuero
			Otras industrias
			Madera y muebles
		Servicios a las empresas	Crédito y seguros
		Energía eléctrica Petrolífero refinados "Comercio	Alquiler inmobiliari
		Transportes por carretera	Comunicaciones
		Petróleo bruto Servicios anexos transportes	Cemento, cal y yeso
		Hulla/aglomerados	Gas natural
			Servicios/d a v n c o
			Vidrio
			Produc de la coque
			Investig /enseñanza/
			Lignito y briquetas
			Gas manufacturado

Nota:

$$k_j = \sum_{i=1}^n C_{ji}$$

$$k_i = \sum_{j=1}^n C_{ji}$$

C_{ij} = Coeficiente tipo de la matriz inversa de Leontief. Fuente INE (1991). Contabilidad Nacional de España: Base 1985. Serie Contable 1985-90 y Tabla *Input-Output*, 1987.

La primera es que, por lo general, la industria es el sector que alcanza una mayor productividad. La segunda es que la industria constituye la actividad que mayor incidencia tiene sobre la evolución de todo el conjunto de actividades que integran el sistema productivo. Esto se explica por su papel privilegiado tanto en calidad de proveedora de *inputs* intermedios al resto de actividades como de usuaria de ellos, en cuanto consumos intermedios utilizados en gran cantidad y variedad, para llevar a cabo el proceso productivo.

Este último rasgo, que se encuentra suficientemente documentado en los estudios realizados a partir de las tablas *input-output* en diversos países, también se puede constatar en nuestro país y sugiere, por tanto, que la importancia de las ramas industriales para el desarrollo económico es muy superior a la que se infiere de su peso relativo en la actividad, ya sea ésta medida en términos del PIB o del empleo.

Así, por ejemplo, si a partir de los datos recogidos en las tablas *input-output*, correspondientes al año 1987, se calculan los efectos de arrastre hacia adelante y hacia atrás en las distintas actividades económicas en ella diferenciadas, efectuando una clasificación cuatripartita según su entidad respecto a la media nacional se obtiene una estructura que enfatiza el papel esencial que cumple el sector industrial en su doble condición de oferente fundamental de *inputs* intermedios al sistema y elemento destacado de impulsión del mismo *.

Efectivamente, tal como puede observarse en el cuadro I, de las quince actividades que pueden considerarse como sectores «clave» desde el punto de vista de sus efectos sobre el total del sistema, trece son industriales y ninguno de ellos pertenece al sector de servicios. Minerales metálicos férreos y no férreos, Material de transporte, Industria alimentaria, Maquinaria y productos metálicos y Productos químicos son las principales actividades desde el punto de vista de sus efectos sobre el sistema global, correspondiendo, como su propia enumeración indica, al núcleo («bloque indescomponible» en la terminología tradicional *input-output*) de la actividad industrial.

Por el contrario, el núcleo básico de sectores de servicios, once sobre un total de diecinueve, se encuentra incluido entre las actividades con menores efectos directos sobre el total de la actividad productiva, como resulta por otra parte lógico, dado su carácter de bienes finales en gran número de casos.

¹ En la terminología *input-output* se denomina efecto de arrastre hacia atrás al impacto total (directo e indirecto) que tiene el incremento unitario de la demanda de un sector determinado sobre la producción de las restantes actividades productivas manteniéndose una tecnología dada (matriz inversa de Leontief). De forma recíproca, el efecto de arrastre hacia adelante para un sector determinado se define como el impacto que tiene un incremento unitario en la demanda de la totalidad de las actividades productivas sobre la producción del sector que se trate.

CUADRO I. Clasificación de Sectores según sus Efectos de Arrastre.

	Efecto de arrastre hacia adelante mayor que la media $\left(k_i \geq \frac{\sum k_i}{n}\right)$		Efecto de arrastre hacia adelante menor que la media $\left(k_i < \frac{\sum k_i}{n}\right)$
Efecto de arrastre hacia atrás mayor que la media $\left(k_j \geq \frac{\sum k_j}{n}\right)$	Minerales de hierro Vehículos y motores Minerales no ferreos Otros alimentos Máquinas agrícolas/industriales Productos metálicos Productos químicos Pastas de papel	Productos de caucho Otros medios de transporte Artículos de papel Agricultura, silv y pesca Recuperación y reparación Material eléctrico Edificios y obras civiles	Ferrocarriles Carnes y conservas Leche y productos lá Máquinas de oficina Cuero Otras industrias Madera y muebles
Efecto de arrastre hacia atrás menor que la media $\left(k_j < \frac{\sum k_j}{n}\right)$	Servicios a las empresas Energía eléctrica Petrolífero refinados "Comercio Transportes por carretera Petróleo bruto Servicios anexos transportes Hulla/aglomerados		Crédito y seguros Alquiler inmobiliario Comunicaciones Cemento, cal y yeso Gas natural Servicios/distribución Vidrio Producción de la coque Investigación/enseñanza/d Lignito y briquetas Gas manufacturado

Nota:

$$k_j = \sum_{i=1}^n c_{ij}$$

$$k_i = \sum_{j=1}^n c_{ij}$$

c_{ij} = Coeficiente tipo de la matriz inversa de Leontief. Fuente INE (1991). Contabilidad Nacional de España: Base 1985. Serie Contable 1985-90 y Tabla Input-Output, 1987.

INTRODUCCIÓN

El estudio desagregado de la industria, tanto de este país como de otras economías, constituye una de las tareas más oportunas y relevantes de cuantas se pueden plantear actualmente desde el ámbito de la investigación económica. A dicho objetivo dedicamos este libro. Deseamos asimismo aprovechar esta oportunidad para ayudar a difundir un conjunto de técnicas cuantitativas (econometría de datos de panel) cuya utilización es muy adecuada para alcanzar unos resultados fiables en este campo. Ello resulta de especial interés en un momento en que la creciente disponibilidad de paneles de datos individuales a nivel de sector industrial o empresa (por ejemplo, la Encuesta Industrial y la Central de Balances del Banco de España, a partir de 1978 y 1982, respectivamente) está haciendo resurgir el interés por este tipo de estudios.

De cualquier modo, parece conveniente dedicar un capítulo introductorio a justificar, y en su caso documentar brevemente con datos referidos a la industria española, las afirmaciones precedentes a la vez que, cumpliendo con las expectativas generadas por un capítulo que merezca tal nombre, se ofrece a los lectores un resumen sobre el contenido y principales resultados obtenidos en los diversos trabajos que integran el volumen.

Procedamos, pues, con los comentarios en torno al interés y oportunidad del tema. A este respecto, el primer argumento que se puede ofrecer para demostrar la relevancia de un libro que, como éste, trate de indagar en el conocimiento detallado de la industria española, mediante datos referidos a sectores y empresas, es poner de relieve una vez más que la industria es la actividad productiva esencial en la determinación del crecimiento de un país y, por consiguiente, del nivel de bienestar económico de sus ciudadanos. Ello es así, entre otras, por dos razones.

Por tanto, la fuerte imbricación que, en forma de compras y ventas intermedias, se da entre las ramas industriales y el resto, entre ellas muchas de servicios, es un hecho que pone en tela de juicio las opiniones, cada vez más minoritarias, que desde hace algunos años se escuchan sobre el relevo que se está operando en las economías avanzadas desde la industria a los servicios como motor del crecimiento y, por tanto, como opción, no ya factible, sino incluso deseable para el desarrollo económico sostenido. La intensa interrelación que se da entre las ramas industriales y de servicios muestra el escaso fundamento que tiene la anterior aseveración. Al contrario, la conclusión parece ser bien distinta: sin un sólido desarrollo industrial no se pueden potenciar los servicios más dinámicos y productivos.

En apoyo de esta última idea cabe añadir que, tal como se ha demostrado de forma reiterada, la denominada terciarización de los países industrializados, de la que con cierta profusión se viene hablando desde los años setenta, tiene en la realidad un alcance muy inferior al que se desprende de los datos.

Más concretamente, el incremento que en los últimos veinte años viene experimentando el peso relativo de los servicios en detrimento del de la industria tiene un componente puramente monetario, motivado por el mayor crecimiento del nivel de precios de dicho sector en comparación con la media de la economía.

Esto resulta evidente si se comparan los gráficos 1 y 2, donde se recoge la evolución en nuestro país de la participación relativa de los cuatro sectores básicos de la actividad económica: Agricultura, Industria y Energía, Construcción y Servicios. El notable crecimiento de las actividades de Servicios en términos corrientes queda notablemente moderado en términos constantes, apreciándose un mayor grado de estabilidad en la participación de los restantes sectores, en especial en el sector industrial.

Con independencia de la incidencia que debe tener en dicha evolución implícita de precios relativos la situación de un menor grado de competencia interior y exterior en las actividades de servicios, hay que tener en cuenta que en la base de la asimetría de evolución entre precios industriales y de servicios se encuentra el propio carácter diferencial de ambos tipos de actividades. En efecto, el carácter de algunas de las actividades de servicios dificulta en gran medida la consecución de avances técnicos —casi siempre logrados a través del empleo de *inputs* industriales—, por lo que el aumento de calidad del producto y el mantenimiento de niveles salariales acordes con el resto de la economía son factores que inciden sobre un mayor crecimiento relativo de sus precios².

² Véase Holmstrom (1985).

GRÁFICO 1. *Producto Interior Bruto. Estructura porcentual (a precios corrientes).*

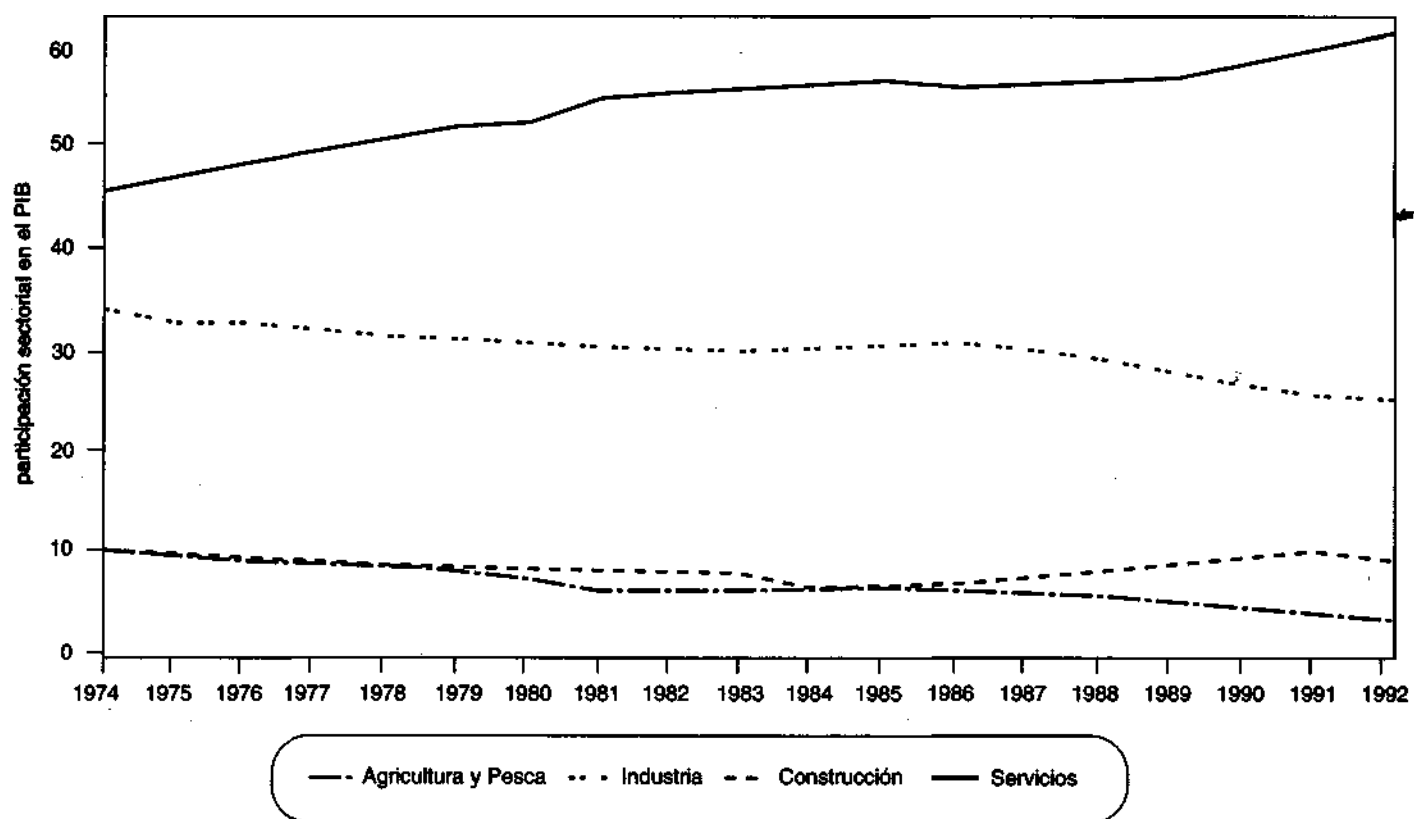
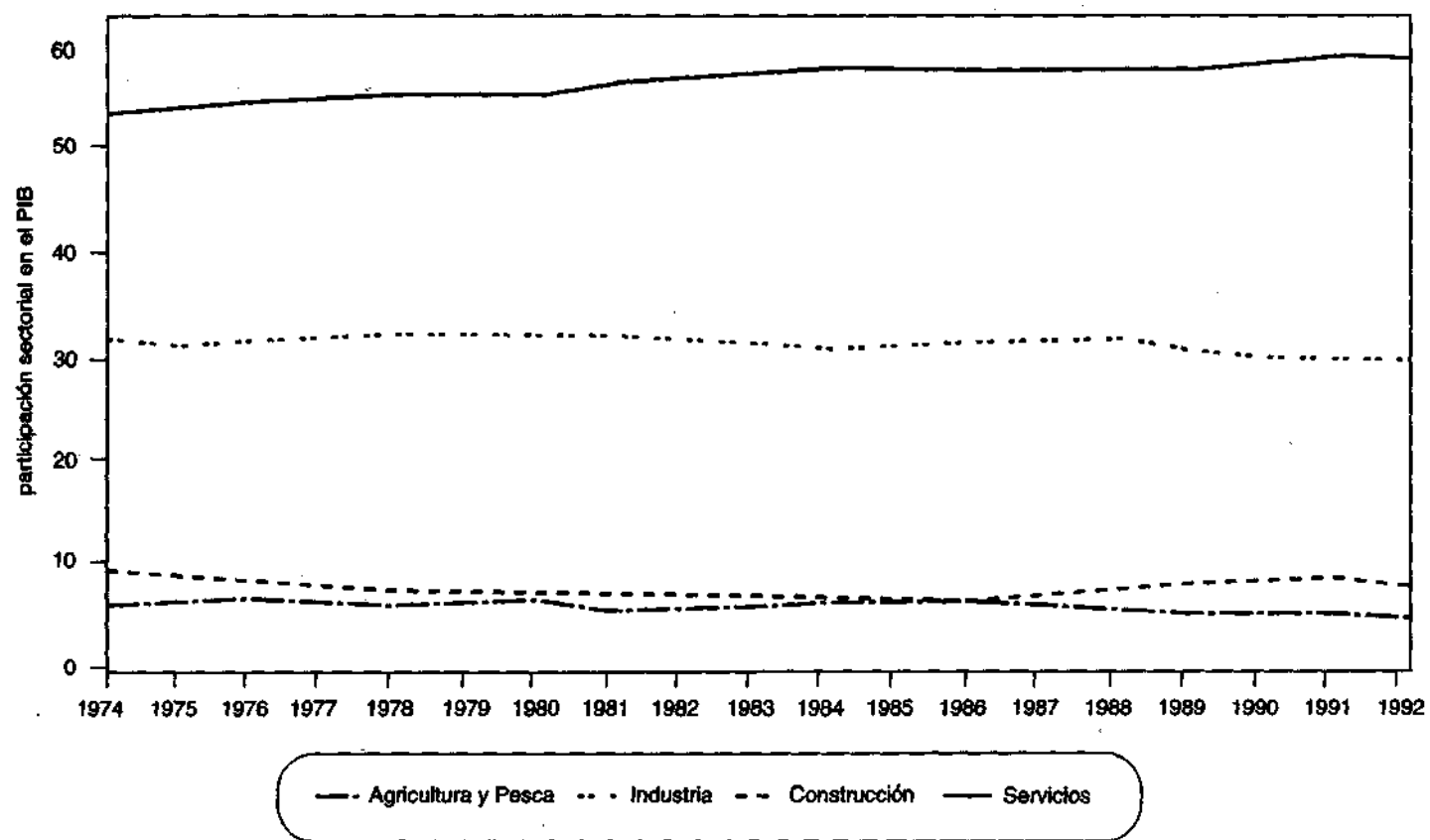


GRÁFICO 2. *Producto Interior Bruto. Estructura porcentual (a precios constantes).*



Por otra parte, en la evolución reciente del peso relativo del sector de servicios incide asimismo la dificultad de captar estadísticamente los cambios que se han ido produciendo en las técnicas de fabricación y formas de competencia de las empresas industriales, en particular, la descentralización fuera del ámbito de la empresa de muchas de las actividades de servicios que de forma creciente se requieren en el proceso de producción de bienes.

En resumen, a la vista de los comentarios anteriores, parece correcto afirmar que la relevancia de la industria es un hecho que, en sí mismo, aporta un primer aval sobre el interés de una obra cuyo propósito sea avanzar en su conocimiento.

De cualquier forma, existen dos razones adicionales que pueden mencionarse, cuando menos, en apoyo de la utilidad del objeto de estudio de las investigaciones contenidas en el volumen que aquí se presenta. En primer lugar, la doble circunstancia de que tal objeto de análisis, la industria española, se encuentre, desde hace ahora tres años, sumida en una importante recesión precisamente en el momento en el que tiene que afrontar el recrudecimiento de las presiones competitivas procedentes de sus socios europeos.

En segundo lugar, teniendo en cuenta que el delicado momento que vive nuestra industria sin duda reclama una decidida reacción por parte de todos los agentes económicos y sociales, parece muy oportuno disponer de un conjunto de estudios que ayuden a la puesta en marcha de actuaciones públicas y privadas realistas y adecuadas para superar los problemas de la industria española y aprovechar las oportunidades que brinda la unificación del Mercado Europeo.

Veamos cada uno de los motivos que se acaban de esgrimir con algo más de detalle.

El hecho de que la industria española atravesase por un momento crítico desde que comenzara la década y, particularmente, ahora que se acaba de producir, al menos formalmente³, la culminación del proyecto de Mercado Único Europeo, es un fenómeno que resulta fácilmente demostrable. Baste señalar, como ilustración, que, como puede observarse en el cuadro II, la tasa de crecimiento real del sector industrial según datos de la Contabilidad Nacional no ha dejado de disminuir desde 1986, año en que dicho crecimiento fue especialmente significativo, manteniéndose siempre inferior a la de la actividad total de la economía. Esta evolución es especialmente preocupante a partir de 1990, momento en el cual el sector industrial se configura como la principal actividad que cambia el carácter de la coyuntura, iniciando el período de recesión en que actualmente se encuentra la economía española. Los últimos datos

³ En la práctica subsisten, como es sabido, restricciones explícitas a la movilidad de la mano de obra, y otras, más o menos veladas, que afectan al comercio de bienes y servicios.

CUADRO II. *Producto Interior Bruto. Tasas de crecimiento con respecto al año anterior (a precios constantes).*

Año	Agricultura	Industria	Construcción	Servicios	PIB
1986	-9,1	4,8	5,9	3,5	3,2
1987	11,6	4,7	8,3	4,6	5,3
1988	3,6	4,1	10,5	4,9	5,0
1989	-6,7	3,5	13,8	5,3	4,6
1990	2,5	1,4	10,3	4,2	3,8
1991	-2,3	0,7	3,7	3,4	2,3
1992	-0,5	0,6	-5,4	2,3	1,0

Fuente INE (1991). Contabilidad Nacional de España: Base 1985 y Boletín Trimestral de Coyuntura» n. 40.

pertenecientes al tercer trimestre de 1992 no reflejan signos de recuperación del sector, indicando una tasa potencial de crecimiento para dicho año inferior incluso a la de 1991.

Sin embargo, lo que no resulta tan fácil es realizar un diagnóstico preciso sobre las causas que subyacen en la crisis industrial que, aunque también aqueja a otros países, parece tener una especial magnitud en España.

Pues bien, aunque esto es algo cuyo juicio corresponde, en último término, a los lectores; nos parece, por las razones que más tarde se dan, que el conjunto de investigaciones que aquí se presentan proporcionan algunas de la claves para entender el funcionamiento de nuestra industria y su mayor vulnerabilidad ante situaciones internacionales recesivas⁴.

En efecto, el conjunto de estudios incluidos en este volumen intenta analizar cinco aspectos que están claramente relacionados con la situación en la que se encuentra nuestro sector industrial, condicionando las posibles salidas de la misma. Estas características son: la competencia interior, los problemas de financiación, la estructura del mercado de trabajo, la competitividad y apertura al exterior y, finalmente, las actividades tecnológicas propias e importadas.

Siguiendo este orden temático, el contenido principal de los capítulos

⁴ Dado lo anterior, el libro resulta, asimismo, útil con vistas al diseño de una política industrial que ayude a reforzar la posición competitiva de nuestras empresas en el contexto europeo y, de este modo, a afrontar de manera activa la crisis. Aunque, como fue documentado en una reciente obra sobre el tema (Martín, (Ed.), 1992), el margen de maniobra que, en el contexto de la Comunidad Económica Europea, resta para las políticas industriales nacionales sea limitado y, aunque el diseño y aplicación de éstas entrañe no pocas dificultades, todavía subsiste un significativo campo de actuación para la política industrial basada en un adecuado análisis y diagnóstico de la situación de partida.

4 puede resumirse como sigue. En el capítulo 2, Cristina Mazón considera el *grado de competencia* existente en el sector industrial analizando la relación entre rentabilidad empresarial, participación de la empresa y concentración sectorial. La evidencia presentada se apoya en un conjunto de 1.396 empresas industriales provenientes de la Central de Balances durante el período 1983-89, tratando de discriminar entre dos efectos clásicos de signo opuesto: el efecto colusión (Bain, 1951) y el efecto eficiencia (Demstz, 1974). Se encuentra que el coeficiente de concentración tiene signo positivo y significativo en las ecuaciones de rentabilidad, incluso cuando se incluye la participación de mercado como variable explicativa, de manera que la mejor forma de interpretar estos resultados es a través de un modelo híbrido, en el que la eficiencia determina los beneficios pero en el que la concentración facilita la colusión. Esta evidencia es compatible con la que en su día encontraron Jaumandreu y Mato (1987), utilizando datos de la Encuesta Industrial para el período 1978-82.

Los capítulos 3, 4 y 5 estudian un aspecto esencial como es el efecto de la *situación financiera* de las empresas en su comportamiento real, analizando en especial su relación con las decisiones de inversión y de creación de empleo.

Así, los capítulos 3 y 4 abordan la decisión de invertir por parte de la empresa. Como es bien sabido, la inversión empresarial en capital fijo resulta ser una variable crucial en la explicación de las fluctuaciones cíclicas y en la propia senda de crecimiento a largo plazo de la economía. La forma tradicional de abordar la modelización de la inversión a través de la teoría neoclásica del «acelerador» se ha visto progresivamente desplazada, dado lo insatisfactorio de sus microfundamentos teóricos, por la teoría de la q de Tobin (véase Tobin, 1969). Esta teoría, cuyos orígenes se remontan al propio Keynes, estipula que la tasa de inversión depende del ratio entre el valor de mercado de una unidad adicional de capital físico y su coste de reposición, i.e., la denominada « q » marginal. Frente a las ventajas de este modelo, basadas en la derivación de las condiciones de primer orden de un problema de optimización intertemporal por parte de la empresa, se encuentra el inconveniente de la medición ajustada de la variable explicativa clave del modelo. Este problema fue subsanado por Haysahi (1982), quien, bajo los supuestos de competencia perfecta, mercados perfectos de capitales, rendimientos constantes de escala y costes de ajuste convexos y linealmente homogéneos, demostró la equivalencia entre la q marginal y la q media, la cual era mucho más fácil de medir a través de las cotizaciones bursátiles de las empresas. En el capítulo 3, César Alonso y Samuel Bentolila utilizan un panel formado por 68 empresas industriales privadas tomadas de la Central de Balances y referidas al período 1983-87. Los autores concluyen que el poder explicativo de la q media es pequeño, y analizan, siguiendo

a Mato (1988, 1989), si la posible existencia de restricciones de liquidez puede captarse a través de otras variables financieras como el *cash-flow*, siendo éste el caso. Asimismo, interpretan el hecho de que la variable q no sea un estadístico suficiente en el modelo como el resultado del empleo ineficiente de la información relevante en los mercados bursátiles.

Por su parte, y de forma complementaria, el estudio de Enrique Giner en el capítulo 4 utiliza una muestra de 76 empresas no financieras tomadas de un estudio previo de Espitia (1985) durante el período 1963-88. De esta manera, se amplía notablemente la dimensión temporal del panel, si bien la información contable de estas empresas es menos detallada que la de la Central de Balances. Su estudio se centra en la discriminación entre dos tipos de hipótesis: aquella que sugiere que los costes de ajuste se expresan en términos de caídas de producción y aquella que indica que se reflejan en las pérdidas de inversión productiva. Por último se analizan los sesgos de agregación que se derivan de utilizar los datos de inversión agregados para el total de las empresas (véase Schaller, 1990). Los resultados parecen apuntar a que los sesgos de agregación sólo adquieren cierta relevancia cuando se impone la restricción de igualdad en la función de costes de ajuste para todas las empresas.

Asimismo, en el capítulo 5, María Arrazola, colaboradora de Gonzalo Mato en varios trabajos durante su estancia en FEDEA, analiza los efectos de las imperfecciones en los mercados de capitales sobre las decisiones de empleo por parte de las empresas. La hipótesis relevante del análisis es que, aparte de las variables habituales, tales como salarios, *stock* de capital, etc., la demanda de trabajo de las empresas depende de su posición financiera, plasmada a través de los recursos internos y la presión financiera de acuerdo con el nivel y composición de la deuda de la empresa. Siguiendo los criterios de separación en términos de holgura financiera establecidos por Fazzari, Hubbard y Petersen (1988), se clasifica un conjunto de 482 empresas industriales no energéticas, tomadas de la Central de Balances durante el período 1984-88, en dos grupos, dependiendo de que repartan o no dividendos durante los últimos tres años. Este último grupo, al que se identifica con empresas con menor holgura financiera, muestra una clara dependencia negativa del nivel y composición del crédito bancario, mientras que para el primer grupo, con mayor holgura financiera, no existe evidencia al respecto. De esta manera, al igual que ocurría en la inversión, se establece un vínculo entre la imperfección de los mercados de capitales y la actividad real, aspecto fundamental en una economía como la española, que ha experimentado frecuentes controles de crédito.

En lo que se refiere al mercado de trabajo, el capítulo 6, elaborado por Javier Andrés y Jaume García, aborda un aspecto esencial de la evolución industrial como es el proceso de *formación de salarios en la industria*, utilizando para ello datos de 85 sectores de la Encuesta Indus-

trial durante el período 1978-86. Se contrastan las implicaciones de un modelo de *insiders-outsiders*. Es bien conocido que una explicación común del proceso de formación del salario en las economías europeas es que éste se encuentra generalmente dominado por los trabajadores «in-siders», esto es, trabajadores cuyos puestos de trabajo están protegidos por altos costes de despido o por la posesión de cualificaciones profesionales específicas que resultan necesarias en el proceso de producción. Los resultados de este estudio indican que la respuesta de los salarios sectoriales a ganancias de productividad en origen son escasas, del orden de un 10%, de manera que en muchos sectores existe un efecto demostración o pago relativo, lo que implica una menor dispersión salarial que la deseada. Asimismo, los autores encuentran un escaso papel disciplinador de la tasa de paro, en consonancia con los modelos de histéresis en el mercado de trabajo. Resulta, finalmente, conveniente hacer notar que este estudio ha dado lugar a diversas extensiones, entre las que destaca el estudio de Dolado y Bentolila (1993), que identifica los «in-siders» con los trabajadores con contratos indefinidos, y el de Draper (1992), donde se analizan aquellos sectores que son «retardatarios» o «dinámicos» en términos de los determinantes del poder negociador de los «insiders».

En los capítulos 7 y 8 se considera la *competitividad internacional* de nuestra economía y los efectos de su apertura al exterior, elementos fundamentales para interpretar la evolución de la misma en la etapa posterior a la integración en la CE.

Así, el capítulo 7, elaborado por Carmela Martín y Lourdes Moreno, aborda los factores determinantes de las exportaciones industriales a la CE, un análisis que hasta ahora sólo había sido llevado a cabo en términos de funciones agregadas de exportación (véase Fernández y Sebastián, 1989), con los problemas de agregación que ello conlleva. Utilizando 14 ramas industriales de la clasificación NACE-CLIO/R-25 durante el período 1978-87, estudian en detalle el papel jugado por variables representativas de las estrategias competitivas de las empresas en un marco de competencia imperfecta. Estas estrategias se basan en la diferenciación del producto, tanto de tipo vertical o tecnológico como de carácter horizontal a través de gastos publicitarios y de marketing. Junto a ellas se analizan las variables tradicionales de precios relativos y demanda exterior. Las autoras encuentran que la diferenciación vertical juega un papel muy importante en la evolución de las exportaciones industriales, concluyendo que la moderación de los costes laborales unitarios no es una condición suficiente para el fomento de las exportaciones si no se ve acompañada de un esfuerzo sustancial en términos de diferenciación y mejora de la calidad del producto.

Por su parte, el capítulo 8, elaborado por José Fariñas y Elena Huer-go, estudia la relación existente entre rentabilidad y apertura comercial

en los sectores manufactureros de la industria. La cuestión clave objeto de análisis es si la competencia internacional constituye un factor de disciplina en el comportamiento de precios y costes. Para tratar de contestar esta pregunta, se utilizan 65 sectores de la Encuesta Industrial durante el período 1980-86. Los autores argumentan que ese efecto disciplina sólo se encuentra en las importaciones de los países que no pertenecen a la OCDE. En los restantes casos, se interpreta el efecto positivo de la tasa de penetración de las importaciones sobre el margen precio-coste marginal (índice de Lerner) como el resultado de la existencia de interdependencia entre la estructura productiva interior y la corriente de importaciones, dada la magnitud del comercio intraempresa en los intercambios internacionales, consecuencia a su vez de la importancia creciente de las empresas multinacionales en el comercio mundial.

En el capítulo 9 se considera el *cambio técnico* experimentado en nuestra economía y su relación tanto con las actividades tecnológicas realizadas en nuestro país como con la importación de tecnologías desarrolladas en el exterior.

Para ello, el autor del mismo, Luis Rodríguez Romero, presenta un modelo simultáneo en el que se analiza la relación entre la actividad tecnológica y la actividad económica a través de la consideración del efecto del tamaño de la empresa sobre su inversión tecnológica y el impacto de esta última sobre su capacidad de crecimiento.

En el estudio se analiza una muestra de 59 empresas proveniente de la Encuesta sobre Grandes Empresas Industriales (GEI) durante el período 1973-81. Tras la estimación se detecta que la elasticidad de la actividad económica respecto al capital tecnológico es pequeña, y que la productividad marginal implícita resultante es muy elevada en relación a la obtenida en otros países (véase Mairesse y Sassenou, 1989), incidiendo en este último hecho la escasa entidad del capital tecnológico respecto al producto en nuestro país durante el período muestral. La diferenciación entre actividades tecnológicas propias e importaciones de tecnología resulta significativa, detectándose un efecto potenciador derivado de la combinación de ambos tipos de fuentes de conocimientos. Por último, se encuentra que, no obstante lo anterior, la elasticidad de los recursos destinados a $I + D$ respecto a la actividad económica no difiere significativamente de la unidad.

Por último, con el fin de lograr un carácter lo más autocontenido posible del libro, el conjunto de estudios descritos previamente se complementa con la exposición que Manuel Arellano realiza en el capítulo 1 de los modelos econométricos de datos de panel, soporte instrumental básico de la mayoría de los estudios incluidos en este libro.

El autor, uno de los más importantes impulsores de estos métodos, nos ofrece una panorámica del tema, destacando la ventaja fundamental del uso de datos de panel: la posibilidad de controlar las diferencias

no observables e invariantes en el tiempo en los individuos que componen la sección cruzada, a través de su dimensión temporal. Como es sabido, el criterio *caeteris paribus* no se suele satisfacer en los cortes transversales, ya que, normalmente, los regresores se encuentran correlacionados con las características individuales no observables incluidas en el término de perturbación del modelo. En este capítulo inicial se presenta una amplia gama de estimadores (intragrupos, entregrupos y mínimos cuadrados generalizados) cuya utilidad depende de que exista o no la correlación anterior. Posteriormente, se amplía dicha gama al cubrir el tratamiento de los modelos dinámicos con o sin variables explicativas a través del Método Generalizado de Momentos (MGM). La mayoría de estas últimas técnicas, de creciente utilización práctica, están disponibles en el programa DPD, elaborado por Arellano y Bond (1988), y constituyen el soporte econométrico de la generalidad de los trabajos contenidos en este volumen.

En definitiva, y para concluir estos comentarios introductorios, nos gustaría desear que el rigor analítico que ha guiado la elaboración de estos trabajos, siguiendo la ejemplar profesionalidad de nuestro amigo Gonzalo, haya servido para avanzar en el análisis de algunas de las cuestiones cuyo conocimiento parece crucial en el diseño de estrategias empresariales y acciones de política industrial que ayuden a la industria española a salir de la problemática situación en que hoy se encuentra.

Juan José Dolado, Carmela Martín y Luis Rodríguez Romero

Referencias bibliográficas

- Arellano, M., y Bond, S. (1988): «Dynamic Panel Data Estimation using DPD: Guide for Users». *Working Paper* 88/15. The Institute for Fiscal Studies, London.
- Bain, J. (1951): «Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940». *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293-324.
- Demsetz, H. (1974): «Two Systems of Belief about Monopoly», en H. J. Goldschmid, H. M. Mann y J. F. Nêstor (eds.): *Industrial Concentration: The New Learning*. Boston.
- Dolado, J., y Bentolila, S. (1993): «Who are the insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms». CEPR Discussion Paper 754.
- Draper, M. (1992): «Indiciación Salarial y Empleo: Un Análisis Desagregado para el Caso Español». *Centro de Estudios Monetarios y Financieros* (mimeo).
- Espitia, M. (1985): «Aplicaciones microeconómicas de la q de Tobin». *Tesis doctoral*, Universidad de Zaragoza.

- Fazzari, S.; Hubbard, R. G., y Petersen, B. (1988): «Financing constraints and corporate investment». *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-195.
- Fernández, I., y Sebastián, M. (1989): «El sector exterior y la incorporación de España a la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones». Documento 8905. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Griliches, Z. (1973): «Research Expenditure and Growth Accounting», en B. R. Williams (ed.), *Science and Technology in Economic Growth*, Londres, Macmillan.
- Hayashi, F. (1982): «Tobin's marginal q and average q : A neoclassical interpretation», *Econometrica*, 50, 1, 213-224.
- Holmstrom, B. (1985): «The provision of services in a market economy», en R. P., Juan (ed.), *Managing the service economy*, Cambridge University Press.
- Jaumandreu, J., y Mato, G. (1987): «Margins, Concentration and Advertising: A Panel Data Analysis». Documento de Trabajo 8706. Fundación Empresa Pública.
- Mairesse, J., y Sassenou, M. (1989): «Recherche-Developpement et productivité: Un panorama de études économétriques», *Seminaire International sur la Science, la Technologie et le Croissance Economique*, OCDE.
- Martín, C. (ed.) (1992): *Política Industrial: Teoría y Práctica*. Economistas Libros.
- Mato, G. (1988): «Investment demand at the firm level: The case of Spain». *Recherches Economiques de Louvain*, 54, 325-336.
- Mato, G. (1989): «Inversión, coste de capital y estructura financiera: un estudio empírico», *Moneda y Crédito*, 188, 177-201.
- Schaller, H. (1990): «A re-examination of the Q Theory of Investment using U.S. firm data», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, 309-325.
- Schmalensee, R. (1989): «Inter-Industry Studies of Structure and Performance». *Handbook of Industrial Organization*, 2, 952-1009.
- Tobin, J. (1969): «A General equilibrium approach to monetary theory», *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29.

Capítulo 1

INTRODUCCIÓN AL ANÁLISIS ECONOMETRICO CON DATOS DE PANEL

Manuel Arellano *

Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI)

Prólogo

Conocí a Gonzalo Mato en 1986 en la Universidad de Oxford. Gonzalo se disponía a iniciar su trabajo sobre la demanda de inversión utilizando datos de empresas españolas, bajo la supervisión de Steve Nickell. Cuando llegó a Oxford, Gonzalo ya tenía experiencia en el uso de técnicas econométricas para datos de panel, y además un gran interés —que yo compartía— por profundizar sus conocimientos en este campo. Desde el principio, las conversaciones con Gonzalo fueron enormemente fructíferas. De hecho, el primer artículo que publiqué en inglés fue la respuesta a una pregunta de Gonzalo. El interés de Gonzalo por los métodos econométricos no era teórico o formal, sino que trataba de ver *Si* las técnicas le podían ser de utilidad en sus trabajos, los cuales siempre respondían a un objetivo bien definido. Yo creo que Gonzalo siempre tuvo claro lo que tenía que hacer, y esa claridad de fondo le permitía ser original, emprendedor y, a veces, hasta osado. Recuerdo que no tuvo ningún inconveniente en presentar, al mes de su llegada a Oxford, un seminario sobre los determinantes de la concentración industrial en España. Más allá de las afinidades académicas, Gonzalo era un amigo con el que me entendía realmente bien, con el que se operaba la «química» de la que hablan en Inglaterra. La penúltima vez que lo vi fue en Venecia, gracias a una conferencia sobre el análisis de datos de panel. Nos despedimos por la noche en un *vaporetto* y me dijo que se volvía a

* Agradezco los comentarios de Víctor Aguirregabiria, César Alonso, Olympia Bover, Dolores Collado y Juan José Dolado, así como la excelente labor mecanográfica de Carmina Arellano.

Madrid sin asistir a la última sesión porque añoraba mucho a sus hijos Jaime y Marta.

Este capítulo, como el resto del libro, está dedicado a la memoria de Gonzalo Mato. El objeto del trabajo es presentar una introducción al análisis econométrico con datos de panel y se basa en unas sesiones organizadas por el Servicio de Estudios del Banco de España en diciembre de 1991. Se intenta poner énfasis en las ideas clave, contraponiéndolas a otras situaciones en econometría, y se han minimizado los argumentos formales y desarrollos matemáticos.

$$E(y \mid x_1, x_2) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2$$

$$E(y \mid x_1) = \gamma_0 + \gamma_1 x_1.$$

Para simplificar la presentación, supongamos que x_1, x_2 son binarias. Por ejemplo,

y = número de horas anuales trabajadas por una mujer casada

$$x_1 = \text{salario de la mujer} = \begin{cases} 0 & \text{salario bajo} \\ 1 & \text{salario alto} \end{cases}$$

$$x_2 = \text{ingresos del marido} = \begin{cases} 0 & \text{ingresos bajos} \\ 1 & \text{ingresos altos} \end{cases}$$

En este caso, $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ especifican las horas trabajadas en promedio por cada uno de cuatro subgrupos de la población:

	marido pobre	marido rico	
Salario bajo	β_0	$\beta_0 + \beta_2$	\bar{y}_{00} \bar{y}_{01}
Salario alto	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2$	\bar{y}_{10} \bar{y}_{11}

En la regresión simple, y_0 y y_1 especifican las horas trabajadas en promedio para dos subgrupos de la población:

Salario bajo	y_0
Salario alto	$y_0 + y_1$

$$\begin{aligned} y_0 &= \beta_0(1 - \pi_0) + (\beta_0 + \beta_2)\pi_0 = \beta_0 + \beta_2\pi_0 \\ y_0 + y_1 &= (\beta_0 + \beta_1)(1 - p_1) + (\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)p_1 = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2p_1 = \\ &= (\beta_0 + \beta_2\pi_0) + (\beta_1 + \beta_2\pi_1). \end{aligned}$$

Por tanto ¹,

$$Y_i = \alpha + \beta w_i + \epsilon_i$$

Empíricamente se observa que $JT_0 < p_i$, o lo que es lo mismo, $n_x > 0$. Por otra parte esperamos que $j8_i > 0$ (nótese que $j8_x = y_w - y_m = y_n - y_m$ es la diferencia de las horas trabajadas en promedio entre las mujeres de salario alto y las de salario bajo para cada uno de los sub-grupos), y también que $\Delta_j < 0$ ($\Delta_j = y_{01} - y_w = y_n - y_w$). Sin embargo, el signo de y , es incierto y puede ocurrir que $y_x < 0$ (en el caso en que

Aunque Y puede tener interés estadístico (esto es, saber si trabajan más las mujeres con salario alto, o viceversa), por lo general muchas veces el interés principal se centra en β (esto es, si aumentamos el salario efectivo de todas las mujeres, con independencia de si sus maridos son ricos o pobres, ¿cuál es el efecto sobre las horas trabajadas?).

En cada caso, si disponemos de una muestra aleatoria con observaciones sobre y , x_1 , x_2 , o bien de muestras aleatorias para cada uno de los subgrupos, podemos estimar los coeficientes β y calculando las medias muestrales para cada uno de los subgrupos.

2. El control de la heterogeneidad inobservable constante

Una de las ventajas más importantes de los datos de panel con respecto a otros tipos de datos es que nos permiten controlar diferencias inobservables.

Supongamos que estamos interesados en la regresión lineal

$$E(y_i | x_i) = \alpha_0 + \alpha_1 x_{i1} + \alpha_2 x_{i2}$$

Como refleja la discusión anterior, si tenemos una muestra de corte transversal con observaciones de y , x_1 , x_2 podemos obtener estimaciones

Esto es,

$$E(x_2 | x_1) = \pi_0 + \pi_1 x_1 \text{ en donde tenemos:}$$

$$E(x_2 | x_1 = 0) = \text{Prob}(x_2 = 1 | x_1 = 0) = \pi_0$$

$$E(x_2 | x_1 = 1) = \text{Prob}(x_2 = 1 | x_1 = 1) = \pi_0 + \pi_1$$

Por tanto,

$$\begin{aligned} E(y | x_1) &= E(E(y | x_1, x_2) | x_1) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 E(x_2 | x_1) = \\ &= (\beta_0 + \beta_2 \pi_0) + (\beta_1 + \beta_2 \pi_1) x_1 = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 \end{aligned}$$

consistentes de $\beta_0, \beta_1, \beta_2$. Supongamos que x_2 no se observa. Con un solo corte transversal ya no podemos estimar β_1 (consistentemente), excepto si $\text{Cov}(x_1, x_2) = 0$ o $\text{Cov}(x_1, x_2) = 0$, esto es, si $n_x = 0$ en el ejemplo anterior.

Sin embargo, si para cada individuo en la muestra tenemos dos o más observaciones temporales, bajo determinadas condiciones puede ser posible estimar (consistentemente) β_1 aunque no se observe x_2 [y $\beta_2 \neq 0$, $\text{Cov}(x_1, x_2) \neq 0$]. Consideremos el caso en que $T = 2$ y supongamos que

$$\begin{aligned} E(y_1 | x) &= \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{21} \\ E(y_2 | x) &= \beta_0 + \beta_1 x_{12} + \beta_2 x_{22}, \end{aligned}$$

en donde

$$x = (x_{11}, x_{12}, x_{21}, x_{22})'.$$

Nótese que estamos suponiendo que los β 's son los mismos para los dos períodos y que la regresión de cada período sólo depende de los valores contemporáneos de x (estos supuestos no son esenciales para el argumento que vamos a presentar, pero si prescindimos de ellos tendríamos modelos más complicados).

Supongamos además que $x_{21} = x_{22} = x_2$ (esto es, x_2 tiene variación de corte transversal pero es constante en el tiempo para un individuo determinado). Entonces tenemos que

$$E(y_2 - y_1 | x) = \beta_1(x_{12} - x_{11}).$$

Esto es ²,

$$\beta_1 = \frac{E[(x_{12} - x_{11})(y_2 - y_1)]}{E[(x_{12} - x_{11})^2]},$$

² Nótese que si tenemos $E(y | x) = \beta x$ entonces,

$$E(h(x)(y - \beta x)) = E(h(x)E(y - \beta x | x)) = 0$$

para cualquier función $h(x)$. Por lo cual β satisface

$$\beta = E(h(x)y)/E(h(x)x).$$

(En la sección 4 se retoma esta discusión.)

Si $E(y | x)$ denota un predictor lineal óptimo en lugar de una esperanza condicionada, este resultado sigue siendo válido para $h(x) = x$. De hecho, las conclusiones básicas de este trabajo permanecen inalteradas si reemplazamos medias condicionadas por predictores lineales en cada caso.

que se puede estimar (consistentemente) reemplazando esperanzas por medias muestrales, supuesta la disponibilidad de un panel con dos observaciones de tiempo para cada individuo.

Denotemos $n = \beta_2 x_2$. A la variable n la denominamos «efecto individual» o «efecto permanente» y representa diferencias inobservables potencialmente correlacionadas con x_n y x_n sobre las que estamos interesados en condicionar, para poder estimar el coeficiente de regresión múltiple β_1 . Nótese que β_2 es el coeficiente de regresión múltiple, no sólo con respecto a x_2 , sino con respecto a todas las variables constantes en el tiempo.

Ejemplos

Nótese que hasta ahora habíamos omitido el subíndice de individuos para simplificar la notación. A continuación vamos a considerar tres modelos distintos que dan lugar a ecuaciones del tipo

- 1) Función de producción Cobb-Douglas de un producto agrícola (Mundlak)

y_{it} = logaritmo de la producción
 x_{it} = logaritmo de un *input* (trabajo)
 n_i = calidad del suelo (*input* constante a lo largo del tiempo)
 v_{it} = diferencias aleatorias de y_{it} con respecto a $E(y_{it} | x_{it}, n_i)$ que representan un *input* aleatorio (lluvia) fuera del control del productor.

Supongamos que r_{ij} es conocido por el productor pero no por el econométra. Si el productor maximiza beneficios esperados es fácil ver que la demanda de trabajo x_{it} estará correlacionada con r_{ij} (véase Cham-berlain, 1984).

- 2) Oferta de trabajo intertemporal

y_{it} = horas trabajadas
 x_{it} = salarios
 n_i = función de la utilidad marginal de la riqueza, que a su vez depende de los salarios futuros, activos y tipos de interés, de nuevo inobservable y correlacionada con x_{it} .

β = elasticidad intertemporal del salario (mide el efecto de un cambio a corto plazo en los salarios sobre la oferta de trabajo manteniendo constante el perfil de salarios futuros —un parámetro de importancia macroeconómica—. Véase MaCurdy, 1981).

3) Ingresos individuales y rendimientos de la educación

y_{it} = logaritmo de los ingresos
 x_{it} = x_j = educación (años de)
 n_i = «habilidad», que habitualmente se supone correlacionada con el nivel de educación v_{it} = mide los «rendimientos» de la educación

En este caso cuando diferenciamos la ecuación también desaparece x_j/β . De hecho, los datos de panel no son tan útiles en este caso como cuando se puede explotar la variación temporal para separar la variación permanente de corte transversal (véase Griliches, 1977).

La relevancia práctica de la discusión precedente sobre la heterogeneidad inobservable se ha demostrado repetidas veces: hay muchas aplicaciones en las que los resultados de regresiones en niveles y en diferencias o desviaciones son claramente distintos. La interpretación de estas discrepancias depende de cada caso, pero a menudo sugiere que en las regresiones de corte transversal el supuesto de *ceteris paribus* no se satisface debido a que los regresores están correlacionados con características individuales inobservables incluidas en los términos de perturbación.

Medición econométrica versus problemas de predicción

La discusión anterior revela que las ventajas vistas por ahora aparecen básicamente en el contexto de *problemas de medición econométrica*, en contraposición a *problemas de predicción*. Esta distinción es importante. Incluyendo efectos individuales conseguimos estimar ciertos coeficientes a costa de dejar una parte de la regresión sin modelizar. El « R^2 » que obtenemos en la población viene dado por

$$R^2 = \beta^2 \frac{Var(x)}{Var(y)},$$

que puede ser muy bajo si la varianza de JJ es grande.

Podríamos obtener modelos alternativos con R^2 más altos fácilmente.

Por ejemplo, incluyendo regresores constantes en el tiempo z , que «explicaran» en parte el efecto individual:

$$E(y_{it} | x_i, z_i) = \delta_0 + \delta_1 x_{it} + \delta_2 z_i$$

o bien modelos autorregresivos, por ejemplo,

$$E(y_{it} | y_{it-1}, x_i) = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 x_{it}$$

Sin embargo, en general estos modelos, aunque más apropiados para problemas de predicción (por ejemplo, detección del fraude fiscal, en el primer caso), no serían útiles para estimar el coeficiente β de la discusión anterior.

3. Modelos estáticos: discusión general

Consideremos el sistema de T ecuaciones

$$E(y_{it} | x_i, \eta_i) = x'_{it} \beta + \eta_i \quad (t = 1 \dots T),$$

en donde

$$x_i = \begin{pmatrix} x_{i1} \\ \vdots \\ x_{iT} \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}, \quad x_{it} = \begin{pmatrix} x_{1it} \\ \vdots \\ x_{kit} \end{pmatrix}.$$

Equivalentemente podemos escribir

$$E(\Delta y_{it} | x_i, \eta_i) = \Delta x'_{it} \beta = E(\Delta y_{it} | x_i) \quad (t = 2, \dots, T)$$

con $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i(t-1)}$

junto con

$$E(\bar{y}_i | x_i, \eta_i) = \bar{x}'_i \beta + \eta_i,$$

en donde

$$\bar{y}_i = (1/T) \sum y_{it}, \text{ etc.}$$

Sea v_{it} la desviación de y_{it} con respecto a su media condicionada dados x_i y η_i

$$v_{it} = y_{it} - E(y_{it} | x_i, \eta_i).$$

Si estas desviaciones son «clásicas» en el sentido de que $v_i, \mid x_i, n_i \sim iid(O, \sigma^2)$, las desviaciones en las ecuaciones en primeras diferencias $\Delta y_i, \Delta x_i$ estarán autocorrelacionadas. Una transformación lineal de las ecuaciones en primeras diferencias que elimina la autocorrelación es la siguiente:

$$E(y_i^* \mid x_i, \eta_i) = x_i^{*\prime} \beta \quad i = 1 \dots (T - 1),$$

en donde

$$y_i^* = c_i \left(y_i - \frac{1}{(T - i)} (y_{i+1} + \dots + y_{iT}) \right)$$

con

$$c_i^2 = (T - i) / (T - i + 1).$$

A la transformación y_i^* se le llama desviaciones ortogonales (véase Arellano y Bover, 1990a). Por tanto, el sistema de T ecuaciones se puede escribir de la forma siguiente:

$$\begin{aligned} y_i^* &= X_i^* \beta + v_i^* \\ \bar{y}_i &= \bar{x}_i' \beta + \eta_i + \bar{v}_i, \end{aligned}$$

en donde

$$y_i^* = (y_{i1}^* \dots y_{i(T-1)}^*)', X_i^* = (x_{i1}^* \dots x_{i(T-1)}^*)', \text{ etc.}$$

Sea

$$u_i^* = \begin{pmatrix} v_i^* \\ \eta_i + \bar{v}_i \end{pmatrix}$$

y supongamos que $\text{Var}(n_i \mid x_i) = \sigma_n^2$. Se puede comprobar que

$$\text{Var}(u_i^* \mid x_i) = \sigma^2 \begin{pmatrix} I_{T-1} & 0 \\ 0 & \frac{1}{\theta^2 T} \end{pmatrix}$$

con

$$\theta^2 = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + T\sigma_\eta^2}.$$

Obsérvese que la media condicionada de y^* dados x_j y n_i coincide con la media condicionada de y^* dado sólo x_j , puesto que la primera es independiente del valor que tome n_i .

$$E(y_i^* | x_i, \eta_i) = E(y_i^* | x_i) = X_i^* \beta,$$

pero, sin embargo, en general

$$E(\bar{y}_i | x_i, \eta_i) = \bar{x}_i' \beta + \eta_i \neq E(\bar{y}_i | x_i).$$

A continuación introduzcamos la siguiente notación para la media de y_j dado x_j

$$E(\bar{y}_i | x_i) = \bar{x}_i' \gamma.$$

[Nótese que estamos suponiendo que $E(y_j | x_j) = E(y_j | x_j, \eta_j)$.]

Utilizando de nuevo el argumento de la nota 2 aplicado a vectores de coeficientes, se puede comprobar que β y γ satisfacen en la población las siguientes ecuaciones:

$$\beta = [E(X_i^* X_i^*)]^{-1} E(X_i^* y_i^*)$$

$$\gamma = [E(\bar{x}_i \bar{x}_i')]^{-1} E(\bar{x}_i \bar{y}_i).$$

Por otra parte, sabemos que $\gamma = \beta$ si $E(\eta_i | x_i) = 0$, esto es, si los efectos individuales son independientes en media de los regresores observables. Tenemos, pues, al menos tres estimadores distintos utilizando el principio de analogía³: el estimador «intra-grupos» (*within-groups*)

$$\hat{\beta}_{WG} = (X^{**'} X^*)^{-1} X^{**'} y^*,$$

el estimador «entre-grupos» (*between-groups*)

$$\hat{\gamma}_{BG} = (\bar{X}' \bar{X})^{-1} \bar{X}' \bar{y}$$

y el estimador de mínimos cuadrados generalizados (MCG)

$$\hat{\beta}_{MGC} = (X^{**'} X^* + \hat{\theta}^2 T \bar{X}' \bar{X})^{-1} (X^{**'} y^* + \hat{\theta}^2 T \bar{X}' \bar{y}).$$

³ El principio de analogía es una regla natural para seleccionar estimadores. Un parámetro de la población es una característica definida en la distribución de la población. Para estimarlo utilizamos la misma característica pero definida en la muestra (véase Goldberger, 1991, y Manski, 1988).

El estimador MCG es mínimos cuadrados ponderados aplicado al sistema completo bajo el supuesto de que $y = \beta$ y θ^2 es un estimador preliminar

$$X^{*'}X^* = \sum_{i=1}^N X_i^{*'}X_i^*, \quad \bar{X}'\bar{X} = \sum_{i=1}^n \bar{x}_i\bar{x}_i', \text{ etc.}$$

(véase Arellano, 1993).

Por otra parte, las varianzas respectivas son:

$$\begin{aligned} V_{WG} &= \text{Var}(\hat{\beta}_{WG}) = \sigma^2(X^{*'}X^*)^{-1} \\ V_{BG} &= \text{Var}(\hat{\gamma}_{BG}) = \sigma^2(\theta^2 T\bar{X}'\bar{X})^{-1} \\ V_{MCG} &= \text{Var}(\hat{\beta}_{MCG}) = \sigma^2(X^{*'}X^* + \theta^2 T\bar{X}'\bar{X})^{-1}. \end{aligned}$$

Estas varianzas satisfacen la siguiente relación:

$$V_{MCG}^{-1} = V_{WG}^{-1} + V_{BG}^{-1},$$

consistente de θ^2 . En la notación anterior tenemos

por lo que se puede comprobar que β_{MCG} es una media ponderada de

Efectos fijos versus efectos aleatorios

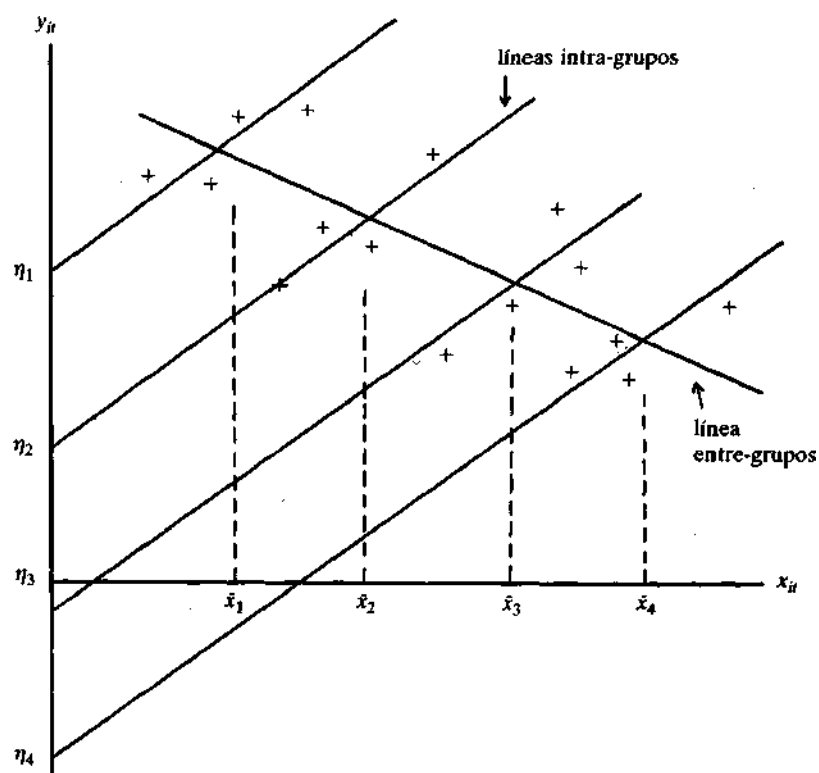
El estimador intragrupos se puede interpretar de formas alternativas:

- (i) Como la regresión de y_{it} sobre $x_{it} - x_j$ (ii) Como la regresión de y_{it} sobre x_{it} y variables ficticias individuales (efectos «fijos»).

El estimador p_{MCC} también se puede interpretar como MCG en un modelo de regresión con un error «clásico» compuesto: $u_{it} = \tau_i + v_{it}$, (efectos «aleatorios» no correlacionados). Véase el apéndice para una descripción del álgebra de estos dos modelos.

¿Cómo escogemos entre efectos «fijos» y efectos «aleatorios»? El problema no es si los efectos son fijos o aleatorios. De hecho, como revela la discusión anterior, los efectos pueden siempre considerarse aleatorios sin pérdida de generalidad. El problema es si los efectos están correlacionados con x_j o no, esto es, si la restricción $f_j^0 = y$ se cumple o no. En la interpretación de efectos fijos del estimador intragrupos, las realizaciones de los efectos en la muestra son tratadas como parámetros a estimar.

La situación se puede apreciar más claramente con el siguiente gráfico:



En este caso hay una correlación negativa entre r_{ij} y x_{ij} . Incluso si los n 's son «fijos» en el sentido de que el muestreo es estratificado, en la población conjunta de n 's y x 's —a partir de la que se hace el muestreo— habrá una correlación negativa entre los dos.

El contraste de la restricción $y = \beta$

El sistema no restringido se puede escribir

en donde $\delta = y - \beta$. Si estimamos este sistema por MCO obtenemos β_{WG} y $\delta = Y_{BG} - \beta_{WG}$. A continuación podemos calcular el contraste de la ji-cuadrado (Wald) de la hipótesis nula $H_0: d = 0$:

Se puede comprobar que h también se puede escribir

$$h = (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{WG})'(\hat{V}_{WG} - \hat{V}_{GLS})^{-1}(\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{WG}),$$

que es la forma de un *contraste de Hausman* (véanse Hausman, 1978, y Hausman y Taylor, 1981). Por otra parte, si los errores son heterocedásticos se pueden calcular versiones robustas de errores estándar y contrastes.

4. Variables instrumentales y el método generalizado de momentos

En preparación para el tratamiento de modelos dinámicos con efectos individuales, en esta sección presentamos la formulación general de los tres modelos básicos que utilizaremos: modelos de regresión, de variables instrumentales y modelos generalizados de momentos.

Regresión

Un modelo de regresión lineal especifica una media condicionada de la forma:

$$E(y | x) = \beta_0 + \beta_1 x.$$

Sea u la desviación de y con respecto a su media:

$$u = y - \beta_0 - \beta_1 x.$$

Por tanto,

$$E(u | x) = 0.$$

Este resultado implica:

- 1) $E(u) = 0$
- 2) $\text{Cov}(u, x) = E(u x) = E[E(u | x) x] = 0.$

Esto es, u y x no están correlacionados. A partir de (2) podemos despejar β :

$$\text{Cov}(y - \beta_0 - \beta_1 x, x) = 0$$

$$\text{Cov}(y, x) - \beta_1 \text{Var}(x) = 0$$

$$\beta_1 = \frac{\text{Cov}(y, x)}{\text{Var}(x)}.$$

A continuación, utilizando (1) obtenemos $\hat{\beta}_0$:

$$\beta_0 = E(y) - \frac{\text{Cov}(y, x)}{\text{Var}(x)} E(x),$$

Dado que J_0 y J_1 satisfacen las ecuaciones anteriores en la población, es natural estimarlos utilizando las mismas expresiones a nivel muestral. Si x es un vector $k \times 1$, el resultado es similar:

$$\beta_1 = [\text{Var}(x)]^{-1} \text{Cov}(y, x),$$

pero intentaremos ceñirnos al caso $k = 1$ para simplificar la exposición.

Variables instrumentales

Un modelo lineal de variables instrumentales especifica una relación lineal entre y y x de la forma

$$E(y - \gamma_0 - \gamma_1 x \mid z) = 0.$$

Hay muchos ejemplos en econometría de modelos de este tipo (errores en las variables, simultaneidad, modelos dinámicos con autocorrelación, etc.).

Los modelos dinámicos de datos de panel que estudiaremos en la sección siguiente son modelos de este tipo, a diferencia de los modelos estáticos vistos anteriormente, que eran modelos de regresión.

Veamos en primer lugar cómo están definidas y_0 y y_1 en este modelo. Sea $v = y - y_0 - y_1 x$;

tenemos

$$E(v \mid z) = 0,$$

que implica, como en el caso anterior,

Resolviendo y_x en (2):

$$\text{Cov}(y, z) - \gamma_1 \text{Cov}(x, z) = 0$$

$$\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(y, z)}{\text{Cov}(x, z)}.$$

Igualmente a partir de (1)

$$\gamma_0 = E(y) - \frac{\text{Cov}(y, z)}{\text{Cov}(x, z)} E(x).$$

Nótese que en general $y_1 \neq \beta$. Se trata de dos modelos distintos, ambos correctamente definidos en la población. La elección entre uno u otro depende exclusivamente de si estamos interesados en β_1 o en y_x por motivos económicos, no estadísticos. (Naturalmente, si el objetivo es minimizar la varianza del error siempre escogeremos β_0, β_1 con preferencia a y_0, Y_1)

Igualmente la estimación de y_x se lleva a cabo reemplazando covarianzas poblacionales por covarianzas muestrales en su definición, y de forma similar para y_0 .

Modelos generalizados de momentos

Los modelos anteriores se pueden llamar «problemas de momentos» porque los parámetros están definidos por funciones de momentos (medias, varianzas y covarianzas) de la distribución conjunta de las variables consideradas en la población.

Ahora vamos a considerar modelos generalizados de momentos en el sentido de que implican que los parámetros satisfacen más de una ecuación de momentos en la población⁴.

Supongamos

$$E(y - \gamma_0 - \gamma_1 x \mid z, w) = 0.$$

Siguiendo el análisis anterior, y_x continúa satisfaciendo

$$\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(y, z)}{\text{Cov}(x, z)},$$

⁴ De hecho, el problema anterior también satisface $E(yh(z)) = 0$ para todo $h(z)$ excepto en el caso en que $E(\cdot \mid z)$ represente un predictor lineal óptimo.

pero ahora además

$$\gamma_1 = \frac{\text{Cov}(y, w)}{\text{Cov}(x, w)},$$

y de forma similar para y_0 .

Sin embargo, surge el problema de que en una muestra los dos cocientes anteriores no coincidirán debido a errores muestrales, aunque sean iguales en la población. Por tanto, vamos a utilizar como estimador de y_1 (y de y_0) una media ponderada de ambos cocientes muestrales, con ponderaciones acordes a sus varianzas relativas.

Estos estimadores, definidos como medias ponderadas de varios estimadores simples de variables instrumentales, se llaman estimadores del método generalizado de momentos (MGM).

Nótese que en este caso podemos contrastar si la diferencia entre los dos cocientes anteriores en la muestra es significativamente distinta de cero. A este tipo de inferencias se le denomina contrastes de «restricciones de sobreidentificación» (véase Sargan, 1988).

5. Modelos autorregresivos con efectos individuales

Vamos a considerar modelos para datos de panel del tipo

$$y_{it} = \alpha_1 y_{i(t-1)} + \dots + \alpha_p y_{i(t-p)} + \eta_i + v_{it}.$$

$$E(y_{it} \mid y_{i(t-1)}, \dots, y_{i1}, \eta_i) = \alpha_1 y_{i(t-1)} + \dots + \alpha_p y_{i(t-p)} + \eta_i;$$

por tanto v_{it} , es la desviación de y_{it} , con respecto a la media anterior.

Empecemos considerando el caso más simple: $T = 3$, $p = 1$; tenemos eliminando las i 's por el momento:

$$E(y_2 | y_1, \eta) = \alpha y_1 + \eta.$$

$$E(y_3 | y_2, y_1, \eta) = \alpha y_2 + \eta.$$

La observación más importante que debemos hacer es que no podemos eliminar η diferenciando como en el modelo estático porque ahora los conjuntos en que condicionamos en cada ecuación son distintos.

Sin embargo,

$$E(y_3 | y_1, \eta) = \alpha E(y_2 | y_1, \eta) + \eta.$$

Por tanto, tenemos:

$$E(y_2 - \alpha y_1 | y_1, \eta) = \eta$$

$$E(y_3 - \alpha y_2 | y_1, \eta) = \eta$$

y restando

$$E(\Delta y_3 - \alpha \Delta y_2 | y_1, \eta) = 0;$$

por consiguiente también

$$E(\Delta y_3 - \alpha \Delta y_2 | y_1) = 0;$$

con lo que obtenemos un modelo de variables instrumentales en el que α está definido como

$$\alpha = \frac{\text{Cov}(y_1, \Delta y_3)}{\text{Cov}(y_1, \Delta y_2)}.$$

Nótese que este modelo es distinto del modelo de regresión:

$$E(\Delta y_3 | \Delta y_2) = \delta \Delta y_2,$$

en donde δ se define

$$\delta = \frac{\text{Cov}(\Delta y_2, \Delta y_3)}{\text{Var}(\Delta y_2)}.$$

Es fácil comprobar que bajo supuestos clásicos

$$\delta = \alpha - \frac{(1 + \alpha)}{2} < \alpha.$$

Por tanto tomar primeras diferencias y estimar por MCO proporcionará estimaciones inconsistentes de a (y consistentes de ϕ). Otro modelo distinto es

$$E(y_3 | y_2) = \gamma y_2,$$

para el que

$$\gamma = \frac{\text{Cov}(y_2, y_3)}{\text{Var}(y_2)}.$$

En este caso habitualmente $\gamma > a$ (véase Arellano-Bover, 1990b).

La situación es la misma si $T > 3$ y si en lugar de regresiones en primeras diferencias consideramos regresiones intra-grupos. Nickell (1981) obtuvo que el coeficiente de regresión simple en la población de un modelo autorregresivo en desviaciones con respecto a las medias era igual a

$$\delta_N = a - \frac{(1 + a)h}{(T - 1)} \left(1 - \frac{2ah}{(T - 1)(1 - a)} \right)^{-1},$$

en donde

$$h = 1 - \frac{(1 - a^T)}{T(1 - a)}.$$

El cuadro siguiente (tomado de Arellano y Bover, 1990b) muestra los sesgos para distintos valores de a y T .

CUADRO I. *El sesgo de Nickell.*

$(T+1)a$	0,05	0,5	0,95
2	-0,52	-0,75	-0,97
3	-0,35	-0,54	-0,73
10	-0,11	-0,16	-0,26
15	-0,07	-0,11	-0,17

Nótese que el sesgo es de orden $1/T$ (sin embargo, incluso con $T = 15$ el sesgo es del 22 por ciento cuando $a = 0,5$). Otras características importantes son que si $a > 0$ el sesgo siempre es negativo y que el sesgo no tiende a cero cuando $a \rightarrow 0$.

El estimador intragrupos es aconsejable cuando las aproximaciones para T grande son suficientemente buenas.

Continuando con el argumento anterior para el modelo autorregre-sivo, si $T = 4$ tenemos una ecuación adicional

$$E(\Delta y_4 - \alpha \Delta y_{3-1} | y_{3-2}, \dots, y_1) = 0$$

que tomando esp $\alpha = \frac{\text{Cov}(\Delta y_4, y_1)}{\text{Cov}(\Delta y_3, y_1)} = \frac{\text{Cov}(\Delta y_4, y_2)}{\text{Cov}(\Delta y_3, y_2)}$ proporciona

En general, para T observaciones temporales tenemos $(T - 2)$ ecuaciones de variables instrumentales del tipo

$$E(\Delta y_t - \alpha \Delta y_{t-1} | y_{t-2}, \dots, y_1) = 0 \quad (t = 3, \dots, T).$$

Nótese que con $T = 4$ ya tenemos un problema de estimación de momentos generalizados, puesto que α además de satisfacer el cociente anterior también satisface

Esto es, ecuaciones con distintos instrumentos válidos en cada una de ellas. Nótese que incluso con valores moderados de T el número de restricciones de sobreidentificación será grande.

Las ponderaciones óptimas en el cálculo de los estimadores MGM serán distintas según se suponga que la varianza de Δv_t , — $\alpha \Delta y_{t-1} | y_{t-2}, \dots, y_1$ es constante o no.

Nótese que la elección de ponderaciones afectará la precisión del estimador pero no su consistencia (sea cual sea el esquema de ponderaciones, tenemos una media de cocientes de momentos que coinciden con α en la población, y que por tanto se aproximan a α a medida que N crece).

Usando la terminología de Arellano y Bond (1991) podemos distinguir dos tipos de estimadores MGM: el estimador MGM de «una etapa», que es óptimo en el caso homocedástico aunque podemos calcular estimaciones de sus varianzas robustas al caso heterocedástico, y el estimador MGM en «dos etapas», que es óptimo en general. No obstante, debe tenerse en cuenta que estos resultados no son más que aproximaciones asintóticas para muestras con un gran número de individuos.

Modelos autorregresivos con variables explicativas adicionales

En este contexto es importante distinguir los modelos con variables predeterminadas de los modelos que contienen variables exógenas en sentido estricto.

A) Variables predeterminadas

El modelo es

$$E(y_t | y_{t-1}, \dots, y_1, x_t, x_{t-1}, \dots, x_1, \eta) = \alpha y_{t-1} + \beta x_t + \eta$$

(la discusión es la misma si el modelo incluye retardos de x , y/o retardos adicionales de y).

Para $T=3$ tenemos, siguiendo el argumento anterior,

$$E(\Delta y_3 - \alpha \Delta y_2 - \beta \Delta x_3 | y_1, x_2, x_1) = 0$$

y en general

$$E(\Delta y_t - \alpha \Delta y_{t-1} - \beta \Delta x_t | y_{t-2}, \dots, y_1, x_{t-1}, \dots, x_1) = 0 \quad (t = 3, \dots, T).$$

La expresión anterior clarifica los instrumentos válidos para cada ecuación en primeras diferencias.

Nótese que en los modelos autorregresivos que hemos visto hasta ahora, las desviaciones de y , con respecto a la media condicionada no están correlacionadas con y_{t-1}, \dots, y_x y por tanto estarán no autocorrelacionadas.

Si, por ejemplo, queremos permitir errores de media móvil de primer orden, consideraremos la siguiente especificación:

$$E(y_t - \alpha y_{t-1} - \beta x_t | y_{t-2}, \dots, y_1, x_{t-1}, \dots, x_1, \eta) = \eta.$$

B) Variables exógenas en sentido estricto El

$$E(y_t - \alpha y_{t-1} | x_1, \dots, x_T, \eta) = \beta x_t + \eta.$$

Con lo cual tenemos

$$E(\Delta y_t - \alpha \Delta y_{t-1} - \beta \Delta x_t | x_1, \dots, x_T) = 0.$$

modelo en este caso es de la forma

Esto es, permitimos autocorrelación arbitraria en los errores pero necesitamos para ello una variable estrictamente exógena (tenemos los mismos instrumentos para todas las ecuaciones).

Obviamente, todo tipo de combinaciones de los modelos anteriores son posibles, y se pueden utilizar contrastes de restricciones de sobre-identificación para discriminar entre modelos alternativos.

Comentarios finales

- (i) Exogeneidad estricta *versus* ausencia de autocorrelación.
Hay contextos en los que hay razones *a priori* para esperar errores aleatorios: algunos modelos de expectativas racionales, VAR's, etc. En el resto de los casos la identificación de parámetros en base a supuestos auxiliares de ausencia de autocorrelación es conflictiva. Por otra parte, es a menudo difícil argumentar la exogeneidad estricta de variables económicas en las aplicaciones.
- (ii) ¿Funcionan estos estimadores en la práctica?
Surgen problemas de excesiva imprecisión con valores de T muy pequeños (como 2 ó 3). También hay problemas de identificación en modelos con raíces autorregresivas unitarias o próximas a la unidad. Sin embargo, estas técnicas son a menudo muy útiles, como lo demuestra su utilización creciente en el trabajo aplicado.

Apéndices

Al. Álgebra del modelo de «efectos fijos» (intragrupos)

En forma compacta el modelo se puede escribir

$$y = X\beta + C\eta + v,$$

en donde

$$y = \begin{bmatrix} y_{11} \\ \vdots \\ y_{1T} \\ \vdots \\ y_{N1} \\ \vdots \\ y_{NT} \end{bmatrix} \quad X = \begin{bmatrix} x'_{11} \\ \vdots \\ x'_{1T} \\ \vdots \\ x'_{N1} \\ \vdots \\ x'_{NT} \end{bmatrix}$$

$$C = I_N \otimes \iota_T = \begin{bmatrix} 1 & & & & & \\ \vdots & & & & & \\ 1 & & & & & \\ \hline 0 & 1 & & & & \\ \vdots & \vdots & 0 & & & \\ 0 & 1 & & & & \\ \hline & & \vdots & & & \\ \hline & & & & 1 & \\ 0 & & & & \vdots & \\ & & & & 1 & \end{bmatrix}, \text{ etc.}$$

El vector y es $NT \times 1$, X es $NT \times k$ y C es $NT \times N$. Igualmente tenemos

$$y = [X \mid C] \begin{pmatrix} \beta \\ \eta \end{pmatrix} + v = W\delta + v.$$

El estimador por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de δ es

$$\hat{\delta} = (W'W)^{-1}W'y = \begin{pmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\eta} \end{pmatrix}.$$

Utilizando los resultados de la regresión particionada

$$\hat{\beta} = (X'QX)^{-1}X'Qy = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\tilde{X}'\tilde{y},$$

en donde

$$Q = I_{NT} - C(C'C)^{-1}C' = I_N \otimes Q \quad \text{con} \quad Q = I_T - u'u'/T$$

$$\tilde{X} = QX, \quad \tilde{y} = Qy = \begin{bmatrix} \tilde{y}_1 \\ \vdots \\ \tilde{y}_N \end{bmatrix}$$

$$\text{con } \tilde{y}_i = Qy_i = y_i - \bar{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \bar{y}_i \\ \vdots \\ \bar{y}_i \end{bmatrix}.$$

Nótese que los elementos de X e y son desviaciones con respecto a las medias temporales de las variables originales

$$\tilde{x}_{it} = x_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$$

Por tanto, f_i se puede obtener sin necesidad de calcular simultáneamente f_j .

Finalmente, si definimos el operador de desviaciones ortogonales como la matriz A de orden $(T-1) \times T$ tal que $y^* = Ay$, se puede comprobar que $A'A = Q$ y $AA' = I - \frac{1}{T}J$. En consecuencia, nótese que

$$I_{i,i}X_i = Y_iX_i'QX_i = I_iX_iA'AX_i = IX_i'X^*$$

y lo mismo ocurre con \tilde{y}_i . Esto último demuestra que $\hat{\beta}_i$ coincide con la regresión por MCO de las variables en desviaciones ortogonales, esto es, la regresión de \tilde{y}_i sobre X_i .

y lo mismo ocurre con \tilde{y}_j , $\tilde{y}_j = Z_jA'X_j$. Esto último demuestra que $\hat{\beta}_j$ coincide con la regresión por MCO de las variables en desviaciones ortogonales, esto es, la regresión de \tilde{y}_j sobre X_j .

A2. Álgebra del modelo de efectos aleatorios incorrelacionados

En este modelo se trata a u_i como un componente de la perturbación que está incorrelacionado con x_{it} :

$$E(y_{it} | x_{it}) = x_{it}'\beta, \quad E(u_i u_i') = \Omega = \sigma^2 I_T - \sigma_\eta^2 u' u, \quad \text{MCO no es eficiente. El estimador eficiente es MCG}$$

Se asume que
El problema es que como
eficiente. El estimador eficiente es MCG

$$\tilde{\beta} = (\sum_i X_i' \Omega^{-1} X_i)^{-1} \sum_i X_i' \Omega^{-1} y_i$$

$$y_{it} - (1 - \theta)\bar{y}_i = \beta(x_{it} - (1 - \theta)\bar{x}_i) + [\theta\eta_{it} + (v_{it} - (1 - \theta)\bar{v}_i)],$$

en donde $\theta^2 = \sigma^2 / (\sigma^2 + T\sigma_\eta^2)$.

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\bar{y}_{it} - \bar{x}_{it}'\hat{\beta})^2$$

$$\hat{\sigma}_\eta^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\bar{y}_i - \bar{x}_i'\hat{\beta})^2 - \frac{1}{T}\hat{\sigma}^2.$$

En ambas expresiones, $\hat{\beta}$ es el estimador intragrupos.

Referencias bibliográficas

- Arellano, M. (1993): «On the Testing of Correlated Effects with Panel Data», *Journal of Econometrics*, 59, 87-97. Arellano, M, y Bond, S. R. (1991): «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

- Arellano, M., y Bover, O. (1990a): «Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models», DP 7, CEP, Londres. Próxima aparición en *Journal of Econometrics*.
- Arellano, M., y Bover, O. (1990b): «La Econometría de Datos de Panel», *Investigaciones Económicas*, 14, 3-45.
- Chamberlain, G. (1984): «Panel Data», en Z. Griliches y M. D. Intriligator (eds.), *Handbook of Econometrics*, vol. II. Elsevier Science.
- Goldberger, A. (1991): *A Course in Econometrics*, Harvard University Press.
- Griliches, Z. (1977): «Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems», *Econometrica*, 45, 1-22.
- Hausman, J. A. (1978): «Specification Tests in Econometrics», *Econometrica*, 46, 1251-1272.
- Hausman, J. A., y Taylor, W. E. (1981): «Panel Data and Unobservable Individual Effects», *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- MaCurdy, T. E. (1981): «An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting», *Journal of Political Economy*, 89, 1059-1085.
- Manski, C. (1988): *Analog Estimation Methods in Econometrics*, Chapman and Hall, Londres.
- Nickell, S. (1981): «Biases in Dynamic Models with Fixed Effects», *Econometrica*, 49, 1417-1426.
- Sargan, J. D. (1988): «Testing for Misspecification after Estimating Using Instrumental Variables», en E. Maasoumi (ed.), *Contributions to Econometrics: John Denis Sargan*, vol. 1, Cambridge University Press.

Capítulo 2

REGULARIDADES EMPÍRICAS DE LAS EMPRESAS INDUSTRIALES ESPAÑOLAS: ¿EXISTE CORRELACIÓN ENTRE BENEFICIOS Y PARTICIPACIÓN?

*Cristina Mazón **

Universidad Complutense y Banco de España

1. Introducción

Los estudios empíricos con datos interindustriales son clásicos en la literatura de economía industrial. A partir del trabajo de Bain (1951) y dentro del paradigma «estructura-conducta-resultados», se realizaron un gran número de investigaciones con datos de sección cruzada que trataban de obtener conclusiones sobre los determinantes de la conducta y resultados de la industria. No obstante, tal como señala Schmalensee (1989), en la década de los ochenta surgieron numerosas críticas que pusieron en duda los resultados de este tipo de estudios. Las críticas cuestionaban la posibilidad de obtener estimaciones consistentes de relaciones de largo plazo con datos de sección cruzada, además de señalar los problemas de endogeneidad que se plantean y la dificultad de encontrar variables que sean instrumentos válidos. En efecto, dada la complejidad de la conducta de mercado y de sus determinantes, es difícil utilizar la teoría de formación de precios para excluir alguna variable de una ecuación estructural. Ante estas críticas, los estudios interindustriales dejaron de estar de moda y el interés se centró en estudios empíricos de industrias concretas con poder de mercado.

Sin embargo, la creciente disponibilidad de paneles con datos de empresas en diferentes países está haciendo resurgir el interés por los es-

* Deseo agradecer a Olympia Bover su ayuda en las estimaciones con datos de panel. Los comentarios de J. J. Dolado, M. Ortega, V. Salas, J. Valles y de dos evaluadores anónimos me han sido de gran utilidad. Por último, agradezco a la Central de Balances del Banco de España y a L. Villanueva su ayuda en la obtención de los datos y a A. Ricardo el manejo de algunas series.

tudios interindustriales. Los datos de panel tienen dos ventajas para este tipo de estimaciones sobre los de sección cruzada. En primer lugar, permiten solucionar más fácilmente los problemas de endogeneidad antes mencionados, ya que al disponer de datos para diferentes períodos, los retardos de las variables incluidas en la regresión pueden actuar como instrumentos válidos si la industria se halla en equilibrio a largo plazo. En segundo lugar, la estimación en primeras diferencias evita los sesgos ocasionados por la presencia de efectos fijos no observables. Por supuesto, sigue sin resolverse la dirección de la causalidad entre las variables y se plantean dudas sobre la validez de los instrumentos utilizados, pero, como señala Schmalensee (1989), el interés de este tipo de estudios está en que pueden señalar regularidades empíricas que guíen el trabajo teórico y el análisis de industrias particulares.

En el caso de la economía española, son escasos los trabajos empíricos incluso dentro del paradigma «estructura-conducta-resultados», dada la escasez de fuentes estadísticas a nivel desagregado. La principal fuente estadística para el sector manufacturero ha sido hasta ahora la Encuesta Industrial, y el trabajo de Jaumandreu y Mato (1987) es un buen ejemplo de este tipo de literatura con datos españoles. La reciente disponibilidad de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) abre la posibilidad de realizar estudios con información de empresa para la economía española.

En este trabajo se utiliza un panel incompleto de 1.396 empresas españolas durante el período 1983-89, de la CBBE, así como información adicional de la Encuesta Industrial, para contrastar si se cumple para la economía española la siguiente regularidad empírica observada para la economía norteamericana:

«En muestras de empresas o sociedades norteamericanas que incluyen muchas industrias, la participación de mercado está fuertemente correlacionada con niveles de beneficio; el coeficiente de concentración es generalmente negativo o no significativo en regresiones que incluyen la participación de mercado» (Schmalensee, 1989, pág. 984).

Esta regularidad empírica está basada en estudios que tratan de discriminar entre las hipótesis de colusión y eficiencia para explicar la correlación positiva observada entre beneficios y concentración en estudios con datos sectoriales. La explicación tradicional de esta correlación es la hipótesis de colusión defendida por Bain (1951): las industrias concentradas, es decir, aquellas en las que un número reducido de empresas acaparan un alto porcentaje de las ventas, tienen mayor facilidad para realizar acuerdos colusivos efectivos que mantengan sus beneficios sobre el nivel competitivo, por lo que beneficios y concentración estarán correlacionados positivamente. Sin embargo, Demsetz (1974) propuso una

explicación alternativa basada en la eficiencia: las empresas más eficientes obtienen una mayor participación en el mercado y mayores ventas, por lo que industrias concentradas tendrán altos niveles de beneficios. Hay que señalar que mientras que la concentración es una variable sectorial, la participación es una variable de empresa, por lo que la utilización de datos empresariales como los que se emplean en este trabajo es fundamental para la contrastación de este tipo de hipótesis.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2 se presenta el modelo básico, del que se derivan las regularidades a contrastar y especificaciones empíricas; en la sección 3 se comenta la metodología econométrica; en la sección 4 se describen los datos utilizados; en la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones econométricas; por último, la sección 6 ofrece unas breves conclusiones.

2. Modelo teórico, regularidades a contrastar y especificaciones empíricas

Siguiendo a Cowling y Waterson (1976), el modelo inicial es un modelo clásico de comportamiento oligopolista. Se considera una industria formada por N empresas que compiten en la oferta de un bien homogéneo, cuya curva inversa de demanda viene expresada por $p(X)$, donde p es el precio y $X (= x_1 + x_2 + \dots + x_N)$ es el producto de la industria. Siguiendo a Schmalensee (1987), supongamos que la industria se encuentra en equilibrio a largo plazo, por lo que las empresas han alcanzado su escala mínima eficiente y se enfrentan a costes variables constantes a largo plazo, siendo c_i el coste unitario de la empresa i . El beneficio económico de la empresa i (π_i) viene dado por

$$\pi_i(x_i) = (p(X) - c_i) x_i, \quad (1)$$

de manera que la condición de primer orden de maximización de beneficio para la empresa i puede escribirse como

$$p(X) - c_i = \frac{1}{\varepsilon} (1 + \lambda_i) s_i p(X), \quad (2)$$

donde $\varepsilon (= -p(X)/X p'(X))$ es el valor absoluto de la elasticidad de demanda de la industria a la que pertenece la empresa i ; λ_i es el término de variaciones conjeturales, que expresa el cambio en el *output* conjunto del resto de las empresas (X_{-i}) que espera la empresa i cuando varía su producto, es decir, dX_{-i}/dx_i ; finalmente, $s_i (= x_i/X)$ es la participación de la empresa i en el mercado.

Multiplicando la ecuación (2) por x_i se obtiene una expresión del beneficio económico de la empresa en equilibrio. Siguiendo a Schmalen-see (1987), si la empresa utiliza capital K_i y el rendimiento del capital es ϱ , los beneficios contables en equilibrio, JTC., que incluyen los costes del capital utilizado, se pueden expresar como

$$\pi c_i(x_i) = \varrho K_i + \frac{1}{\varepsilon} (1 + \lambda_i) s_i VP_i, \quad (3)$$

donde VP_i es el valor de producción de la empresa i , definido como precio por cantidad producida, $(p(X)x_i)$.

Dividiendo ambos miembros de la ecuación por K_i , se obtiene una expresión de la rentabilidad, $Ren_i = \pi c_i(x_i)/K_i$,

$$Ren_i = \varrho + \frac{1}{\varepsilon} (1 + \lambda_i) s_i \frac{VP_i}{K_i} \quad (4) .$$

La variable rentabilidad (Ren_i), beneficios contables por unidad de capital, es, según Salinger (1990), la variable relevante como medida de beneficios en estudios intersectoriales, puesto que el mercado tiende a igualar entre sectores el rendimiento por unidad de capital.

El principal problema que surge a la hora de aproximar la ecuación (4) es encontrar una expresión adecuada para A_i , el término de variaciones conjeturales. Algunos de los modelos clásicos de mercado corresponden a valores concretos de A_i ; por ejemplo, $A_i = -1$ corresponde a competencia perfecta, en que la rentabilidad es igual al rendimiento del capital; y $A_i = 0$, a comportamiento de Cournot, en que cada empresa espera que los cambios en sus decisiones de producción no afecten a las decisiones de sus rivales. Por otra parte, si la industria no se ajusta a ninguno de estos modelos, es posible plantear un modelo «híbrido», siguiendo la nomenclatura de Schmalensee (1987), en que se aproxime A_i por variables relevantes bien individuales o sectoriales. Concretamente, la aproximación que se utiliza es

$$\lambda_i = \lambda_j + \gamma \left(s_i - \frac{1}{N} \right), \quad (5) ,$$

donde γ es un parámetro constante, el subíndice i se refiere a empresa y el j a industria, y N es el número de empresas del sector. Esta expresión es similar a la de Schmalensee, que al considerar una ecuación para una industria en un momento del tiempo, considera k_j igual a una constante A . A partir de esta expresión, pueden realizarse distintos supuestos,

tanto sobre λ_j como sobre y . En este trabajo se consideran dos supuestos sobre λ_j :

- 1a) $\lambda_j = \lambda$ para todo j , es decir, las variaciones conjeturales no dependen de la industria a la que pertenece la empresa.
- 2a) $\lambda_j = f(CR_j)$, es decir, las variaciones conjeturales de la empresa i dependen del nivel de concentración de la industria a la que pertenece. Concretamente, se considera una función lineal,

$$\lambda_j = a + bCR_j. \quad (6)$$

Siguiendo de nuevo a Schmalensee (1987), se consideran los siguientes supuestos sobre el valor del parámetro y :

- 1b) $y = 0$, es decir, las variaciones conjeturales no están correlacionadas con la participación de la empresa en la industria. Si, además, se supone que se cumple el supuesto 1a), el modelo a estimar es el mismo que con comportamiento de Cournot.
- 2b) $y > 0$, es decir, las variaciones conjeturales y participación en el mercado están correlacionadas positivamente. Este supuesto apoya la hipótesis de Stigler (1964) de que las empresas pequeñas tienen menor riesgo de detección cuando se separan de los acuerdos de un cártel, y por tanto menores variaciones conjeturales.
- 3b) $y < 0$, es decir, las variaciones conjeturales y participación en el mercado están correlacionadas negativamente. Este supuesto apoya la hipótesis de Clarke y Davies (1982) según la cual las empresas grandes piensan que sus rivales no reaccionan ante las variaciones en su comportamiento y, por tanto, tienen menores variaciones conjeturales.

Introduciendo las ecuaciones (5) y (6) en la ecuación (4), la ecuación resultante es

$$Ren_i = \rho + \frac{1}{\varepsilon} \left(1 + a - \frac{\gamma}{N} \right) s_i \frac{VP_i}{K_i} + \frac{b}{\varepsilon} s_i CR_j \frac{VP_i}{K_i} + \frac{\gamma}{\varepsilon} s_i^2 \frac{VP_i}{K_i}. \quad (7)$$

Esta ecuación representa la rentabilidad de la empresa i , perteneciente al sector j . A partir de esta ecuación, y suponiendo que la elasticidad de demanda ε es igual para todas las industrias de la muestra¹, es posible plantear la ecuación básica que se estima,

¹ Este supuesto es muy restrictivo; por otro lado, siguiendo a Salinger (1990), los coeficientes pueden interpretarse como valores medios para el total de las industrias.

$$Ren_{it} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \varrho + \alpha_1 s_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \alpha_2 s_{it} CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \alpha_3 s_{it}^2 \frac{VP_{it}}{K_{it}} + u_{it}, \quad (8)$$

donde α_j es un efecto específico de empresa, que pretende recoger las variables individuales invariantes en el tiempo no incluidas en la regresión, cuya exclusión puede sesgar los coeficientes estimados; α_i es una variable ficticia industrial, que recoge todas las variables sectoriales que varían en el tiempo y que son usuales en este tipo de estudios, tales como gastos en publicidad, gastos en investigación y desarrollo, penetración de importaciones, etc.; α_t es un efecto específico temporal, que capta el efecto de variables macroeconómicas que afecten a todas las empresas por igual, como por ejemplo la introducción del IVA o la caída de los precios energéticos en 1986; ϱ es el tipo de rendimiento del capital; $\alpha_1 = \frac{1}{E} (1 + a - y/N)$; $\alpha_2 = b/e$; $\alpha_3 = y/e$; y u_{it} es el término de error, que cumple los supuestos habituales de ruido blanco. Esta ecuación corresponde al modelo en que X_j es una función lineal de la concentración y y es distinto de cero; también se estima esta ecuación suprimiendo algunas de las variables explicativas, para recoger los distintos supuestos sobre K_j y y .

Por último, y para poder comparar con resultados de otros trabajos, se estima la ecuación propuesta por Smirlock (1985). Smirlock propone regresar una medida de beneficios en participación de mercado, concentración y participación de mercado por concentración; es decir, se supone que $\varphi = 0$, y se añade la variable concentración por rotación de capital en la ecuación (8), con lo que se obtiene

$$Ren_{it} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \varrho + \beta_1 s_{it} \frac{V_{it}}{K_{it}} + \beta_2 s_{it} CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \beta_3 CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Smirlock basa en el signo de los coeficientes estimados la contrastación de las hipótesis de eficiencia y colusión. Unos coeficientes estimados $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 = 0$, apoyarían la hipótesis de eficiencia, mientras que, por el contrario, $\beta_1 = 0$ y $\beta_2 > 0$, apoyarían la hipótesis tradicional de colusión. Obviamente estas no son las únicas combinaciones posibles de coeficientes estimados, y, como señala Smirlock, la combinación $\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$, puede apoyar también la hipótesis de eficiencia. Smirlock explica que tanto β_1 como β_2 sean positivos de la siguiente manera:

«Los defensores de la hipótesis tradicional interpretarán tales resultados como una demostración de que todas las empresas en sectores concentrados obtienen rentas de monopolio por su comportamiento colusivo, y que estos beneficios, como sugieren las teorías del comportamiento oligopolista, no se reparten uniformemente» sino que las empresas más grandes se llevan la mayor parte (es decir, las empresas grandes obtienen rentas por el poder de monopolio y no por

Por tanto si $\beta_1 > 0$, $\beta_2 \geq 0$ y $\beta_3 \leq 0$ se apoyaría la hipótesis de eficiencia, mientras que si $\beta_1 = 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 > 0$ la hipótesis favorecida sería la de colusión.

Mientras que a ninguno de los parámetros que se estimen a partir de las ecuaciones (8) y (9) puede dársele una interpretación estructural defendible, puesto que se han hecho muchos supuestos *ad hoc* para llegar a las especificaciones propuestas, el interés de este tipo de regresiones está en que la correlación entre rentabilidad, participación y concentración es consistente con una amplia gama de modelos oligopolistas, por lo que aportará evidencia sobre si los mercados en cuestión son oligopolistas. Además, y como se ha señalado en la introducción, nos permitirá considerar si las regularidades empíricas observadas con datos de otros países se cumplen para la economía española. Concretamente, unos parámetros estimados α_x y β_x positivos y significativos señalarían que en el sector manufacturero español se cumple la regularidad empírica de que beneficios y participación están correlacionados positivamente, mientras que β negativo o no significativo apoyaría la regularidad de que la concentración se relaciona negativamente o no se relaciona con beneficios en regresiones que incluyen la participación de mercado.

3. Metodología econométrica

Puesto que la ecuación que se estima se obtiene de las condiciones de primer orden de maximización de beneficios de una empresa, es una ecuación de equilibrio, por lo que las variables se determinan simultáneamente; por tanto, es necesario utilizar métodos de variables instrumentales en la estimación, pues aunque sólo se pretende obtener la correlación entre las variables propuestas sin darle un contenido estructural a los coeficientes estimados, no se obtendrían estimadores consistentes si se estima la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios.

El problema que se plantea es el de encontrar los instrumentos ade-

cuados. Tal como señala Schmalensee (1989), la complejidad de la estructura de mercado y sus determinantes hace difícil argumentar la exclusión de alguna variable de la ecuación estructural. Una posibilidad es utilizar como instrumentos las variables explicativas retardadas, pero sólo serían válidos si la industria se encuentra en equilibrio a largo plazo. Los importantes cambios en la industria del período muestral que se utiliza, 1983-89, hacen difícil argumentar que la industria española se encuentre en equilibrio en largo plazo. Sin embargo, dada la amplitud de la muestra y la ausencia de un modelo de desequilibrio, puede argumentarse que las desviaciones del equilibrio son aleatorias, con lo que pueden utilizarse los contrastes habituales para confiar en la bondad de la estimación.

La estimación se realiza con el programa DPD de Arellano y Bond (1988), en primeras diferencias y por variables instrumentales, utilizando el método generalizado de momentos (MGM) que explota las restricciones de ortogonalidad entre variables. Los instrumentos que se utilizan son el valor de producción (VP_t), y la participación de la empresa en el mercado (s_t), a partir del segundo retardo; se opta por no utilizar como instrumento el nivel de capital de la empresa (K_t), puesto que sin duda la aproximación al capital en el primer año de la muestra tiene algún error, posiblemente a la baja. Tampoco se utiliza como instrumento la concentración (CR_t), puesto que su inclusión como instrumento no altera de manera notable los resultados.

4. Descripción de los datos

La fuente básica de datos es un panel incompleto de 1.396 empresas en el período 1983-89, de la Central de Balances del Banco de España, e información adicional de la Encuesta Industrial. La selección de la muestra y la definición y fuente de las variables se explica con detalle en el apéndice. Las empresas de la muestra se distribuyen por sectores de la Encuesta Industrial y de Contabilidad Nacional base 80, según aparece en el cuadro I.

La cobertura de la muestra sobre el total de sectores con actividades industriales no energéticas de la Encuesta Industrial, para valor de producción sin incluir subvenciones, tiene una media del 21,1 por ciento entre los diferentes años de la muestra, según aparece en el cuadro II.

Las variables que se introducen como determinantes de la rentabilidad (Ren_t) son la participación por rotación de capital ($syPJK^*$, concentración multiplicada por la rotación de capital $\{CR_tVP_tJK^*$, y transformaciones de estas variables. (Fuentes, definición y construcción en el apéndice de datos.) De otro modo, si se divide la ecuación (3) por valor de producción (VP_t), se obtiene una expresión del margen precio-coste

CUADRO I. *Distribución de las empresas por sectores de la Encuesta Industrial y de Contabilidad Nacional, base 80, muestra 1.396 empresas.*

Sectores Ene. Industrial	Núm. de empresas	Sectores Cont. Nacional	Núm. de empresas
9	4		
10	12	3.1	23
11	7		
12	9		
13	11		
14	8		
15	22	3.2	116
16	14		
17	10		
18	42		
19-20-21-22-24-25-26	71		
23	8	3.3	171
27	63		
28-29-30	29		
31-32-33-34 35	127 8	3.4	135
36	5	3.5	89
37	84		
38	—	3.6 (+ sector El 46)	3
39	53	3.7	74
40	21		
41	52	3.8	52
42	4		
43	6		
44	—	3.9	15
45	5		
46	3		
47	5		
48	39	3.10	39
49	18	3.11	18

CUADRO I. (Continuación.)

Sectores Ene. Industrial	Núm. de empresas	Sectores Cont. Nacional	Núm. de empresas
50	29		
51	12		
52	17		
53	15	3.12	115
54	4		
55	11	(+ sector El 47)	
56	9		
57	13		
58-59	7		
60	26		
61	—	3.13	59
62	5		
63	21		
64	—	3.14	—
65-66-67-68	127	3.15	127
69-70	23		
71	24	3.16	47
72-73	46		
74	—		46
75-76	29		
77	8	3.17	52
78	—		
79	15		
80-81	48		
82	58	3.18	105
83-84	77	3.19	77
85	12		
86	2	3.20	32
87	—		
88	11		
89	7		

CUADRO II. Cobertura de la muestra de 1.396 empresas de la CBBE sobre el total de sectores industriales no energéticos de la Encuesta Industrial, para valor de producción, y número de empresas para cada año de la muestra.

Año	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	Media 83-89
Cobertura	18,2	20,0	21,5	22,6	22,7	21,9	20,9	21,1
N.º empresas .	993	1.165	1.396	1.396	1.396	1.316	1.202	

marginal, donde las variables explicativas son el ratio de capital sobre valor de producción (K_j/VP_j), participación (s_j) y concentración (CR_j). Los cuadros III-V presentan un análisis descriptivo de los datos, en que se muestra la relación del margen precio-coste marginal con capital sobre valor de producción, participación y concentración. Con la información de los cuadros se pretende aportar evidencia sobre la relación del margen con cada una de las variables explicativas de las ecuaciones que se han propuesto en el apartado 2. Para la elaboración de estos cuadros, se dividen las 1.396 empresas de la muestra en tres grupos de tamaño similar, según la media interanual de la variable que se analiza. Dada esta clasificación, los cuadros presentan la media del margen para cada uno de los grupos y años, y la media y desviación estándar para la media de todos los años de cada grupo. Cada cuadro también incluye los estadísticos para el total de la muestra.

Los cuadros muestran la relación del margen con cada una de las

CUADRO III. Estadísticos del margen para las empresas de la muestra divididas en tres grupos, según el valor medio de capital sobre valor de producción, K_j/VP_j y para el total de la muestra.

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	Media grupo	Núm. de empresas
$K_j/VP_j \geq 0,188$	0,096	0,087	0,093	0,132	0,134	0,127	0,116	0,091 (0,054)	465
$0,1 < K_j/VP_j < 0,363$	0,120	0,110	0,110	0,133	0,134	0,137	0,113	0,109 (0,063)	465
$K_j/VP_j < 0,1$	0,094	0,100	0,119	0,107	0,123	0,103	0,112	0,145 (0,095)	466
Total	0,100	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123	0,115	0,115 (0,076)	1.396

Notas Medias aritméticas y entre paréntesis, desviación estándar.

«Media grupo» se refiere a la media de todas las empresas del grupo en todos los años.

variables por separado. Como aparece en el cuadro III y con referencia a medias para todos los años, el margen está directamente relacionado con el nivel de capital sobre valor de producción, es decir, el margen es mayor en empresas con mayor capital por unidad de ventas. Nótese que sólo el grupo de empresas con capital sobre valor de producción más elevado tiene el margen superior a la media muestral. Este resultado es el esperado, puesto que el margen tal como se ha definido no incluye costes fijos y por tanto aquellas empresas con mayor capital por unidad de producción tendrán que soportar mayores costes por este concepto, lo que considerarán en el proceso de fijación de precios. El cuadro IV indica que el margen está relacionado directamente con la participación de mercado, es decir, aquellas empresas con mayor participación en el mercado tienen márgenes mayores, siendo el grupo de las empresas de mayor participación el que tiene el margen por encima de la media muestral. Por último, en el cuadro V se observa que aquellas empresas pertenecientes a sectores más concentrados son las que acaparan mayores márgenes, siendo el grupo de empresas con mayor concentración el que tiene márgenes superiores a la media muestral. Es decir, hay una correlación positiva entre margen y concentración.

5. Resultados de las estimaciones econométricas

Los cuadros VI y VII presentan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (8) y >(9) y sus variaciones. En el cuadro VI se presentan los resultados sin incluir variables ficticias industriales, mientras que en el cuadro VII se incluyen para recoger los efectos de las variables sec-

CUADRO IV. *Estadísticos del margen para las empresas de la muestra divididas en tres grupos, según el valor medio de participación en el mercado, s_i , y para el total de la muestra.*

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	grupo empresas
$S_i = S_{0,107}$	0,101	0,105	0,096	0,111	0,130	0,120	0,100	0,113 (0,007)
$0,107 < s_i = S_{0,348}$	0,082	0,117	0,130	0,124	0,132	0,129	0,113	465 (0,067)
$i, > 0,348$	0,109	0,110	0,136	0,138	0,113	0,113	0,119	466 (0,085)
<i>Total</i>	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123	0,115	0,115	1.396 (0,076)

Nota Véase cuadro III.

CUADRO V. *Estadísticos del margen para las empresas de la muestra divididas en tres grupos, según el valor medio de concentración CR_i y para el total de la muestra.*

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	grupo empresas
CR_i^U	0,100	0,102	0,115	0,141	0,136	0,117	0,116	0,113 (0,071)
1KCK/S16 470	0,104	0,097	0,103	0,127	0,119	0,132	0,014	0,107 (0,074)
$CR_i > 16$ 468	0,106	0,098	0,105	0,111	0,137	0,116	0,110	0,125 (0,083)
Total..... 1.396	0,100	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123	0,115	0,115 (0,076)

Nota Véase cuadro III.

toriales introducidas tradicionalmente en este tipo de estudios. En primer lugar, hay que destacar que los resultados de los cuadros VI y VII son muy parecidos, en el sentido de que todas las variables mantienen su signo y su significatividad, lo que es una indicación de la robustez de los resultados. Las variables ficticias industriales son significativas conjuntamente en todos los modelos presentados, aunque su introducción en algunos modelos hace que los instrumentos no pasen el contraste de sobreidentificación de Sargan sobre validez de los instrumentos. Los resultados más destacados, resumidos en el cuadro VIII, son:

- 1) El coeficiente estimado para la variable participación en el mercado por rotación de capital $(s^{VP}/K)^{\wedge}$ es positivo y significativo en todas las ecuaciones ensayadas. Es decir, la regularidad empírica señalada por Schmalensee es cierta para la muestra que se utiliza: la participación de mercado está fuertemente correlacionada con el nivel de beneficios. Este resultado señala el carácter oligopolista del sector manufacturero español: las mayores empresas de cada sector tienen beneficios superiores a sus rivales más pequeños.
- 2) El coeficiente estimado para la variable participación por concentración por rotación de capital $(suCR^{VP}/K)^{\wedge}$ es negativo en todas las ecuaciones y no significativo en la mayoría de ellas. Este resultado apoya la hipótesis de que las variaciones conjeturales no son función del nivel de concentración del sector al que pertenece la empresa.
- 3) El coeficiente estimado de la variable participación al cuadrado por rotación del capital $(sftVP/K)_{it}$ es negativo y significativo en

CUADRO VI. Modelos estimados a partir de las ecuaciones (8) y (9), sin incluir variables ficticias industriales. Variable dependiente, Ren_{ij} .

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
$s_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$	2,124 (8,4)	2,139 (5,3)	2,478 (5,8)	2,192 (4,8)	1,609 (3,6)
$s_{it} CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$			-0,008 (-1,1)	-0,002 (-0,2)	-0,019 (-2,1)
$s_{it}^2 \frac{VP_{it}}{K_{it}}$		-0,925 (-4,0)		-0,902 (-3,6)	
$CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$					0,005 (3,8)
m_1	-4,3	-4,3	-4,3	-4,3	-3,3
m_2	-1,5	-1,5	-1,6	-1,5	-0,8
ES	0,4392	0,4389	0,4390	0,4391	0,4401
Sargan	33,2 (23)*	28,5 (22)*	33,2 (22)*	28,3 (21)*	20,0 (21)*
Wald test fictic. temporales	97,6 (5)	103,4 (5)	63,0 (5)	70,5 (5)	94,7 (5)

Notas:

- (1) Todos los modelos están estimados en primeras diferencias por el Método Generalizado de Momentos (i-ratios en paréntesis)
- (2) El subíndice i (j) se refiere a empresa (industria)
- (3) Se han utilizado como instrumentos los retardos a partir de $t-2$ de s_{it} y VP_{it} , siendo 3 el número máximo de restricciones en los momentos utilizados en cada
- (4) m_j (m_2) es un $test \chi^2 V(0,1)$ de la existencia de correlación de primer (segundo) orden
- (5) ES es el error estándar de los residuos
- (6) Sargan es un $test \chi^2$ sobre la validez de los instrumentos (grados de libertad entre paréntesis) * Significa que se acepta la hipótesis nula de validez de los
- (7) Wald test de ficticias temporales es un $test \chi^2$ sobre la significatividad conjunta de las ficticias temporales (grados de libertad entre paréntesis)
- (8) 1 396 empresas y 6 072 observaciones; periodo temporal 1985-89

S
C
V
a

a

3
T3
\$ sección cruzada
w
g
"O
o> instrumentos
→
">

CUADRO VII Modelos estimados a partir de las ecuaciones (8) y (9), incluyendo variables ficticias industriales. Variable dependiente, Ren_{it} .

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
$s_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$	1,823 (9,2)	1,792 (5,4)	2,402 (6,0)	2,204 (5,1)	2,205 (4,7)
$s_{it} CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$			-0,012 (-1,5)	-0,012 (-1,5)	-0,031 (-2,8)
$s_{it}^2 \frac{VP_{it}}{K_{it}}$		-0,797 (-5,1)		-0,768 (-5,1)	
$CR_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$					0,004 (3,6)
m_1	-4,7	-4,6	-4,7	-4,6	-4,5
m_2	-1,8	-1,8	-1,8	-1,8	-1,3
ES	0,4420	0,4364	0,4364	0,4363	0,4153
Sargan	35,5 (23)	31,9 (22)*	36,2 (22)	30,3 (21)*	24,3 (21)*
Wald test fictic. temporales	95,7 (5)	106,7 (5)	65,9 (5)	68,8 (5)	91,0 (5)
Wald test fictic. industriales	201,3 (53)	182,8 (53)	184,9 (53)	162,8 (53)	197,5 (53)

Nota: Véase cuadro VI.

CUADRO VIII. Resumen de las estimaciones de los cuadros (VI) y (VII).

Hipótesis		$Ren_i = f\left(s_i \frac{VP_i}{K_i}, s_i CR_i \frac{VP_i}{K_i}, s_i^2 \frac{VP_i}{K_i}, CR_i \frac{VP_i}{K_i}\right)$				Modelo
$\lambda_j = \lambda$ Cournot	$\gamma = 0$	+*				(a)
$\lambda_j = \lambda$	$\gamma \neq 0$	+*				(b)
$\lambda_j = f(CR_j)$	$\gamma = 0$	+* —				(c)
$\lambda_j = f(CR_j)$	$\gamma \neq 0$	+* — —*				(d)
Smirlock		+* —* +*				(e)

Nota: * Significa que el coeficiente es significativo al 5%.

todas las ecuaciones en que aparece. Es decir, los datos apoyan la hipótesis de Clarke y Davies (1982) de que las empresas grandes tienen menores variaciones conjeturales que sus rivales más pequeños.

- 4) El coeficiente estimado de la variable concentración por rotación del capital ($CR_{it}(VPIK)_i$) es positivo y significativo en todas las ecuaciones en que aparece, incluso cuando se incluye la participación como variable explicativa. Por tanto, no se cumple la regularidad empírica señalada por Schmalensee de que la concentración generalmente no está correlacionada o lo está negativamente con niveles de beneficios. De acuerdo con el planteamiento de Smirlock, y conjuntamente con 2), este resultado apoya la hipótesis de eficiencia, en un modelo en que la eficiencia determina los beneficios pero en el que la concentración facilita la colusión². La correlación positiva entre beneficios y concentración es compatible con el resultado de Jaumandreu y Mato (1987), que utilizando datos de la Encuesta Industrial para el período 1978-82, concluyen que la concentración tiene un efecto positivo en los márgenes.
- 5) A la vista de los resultados, y comparando los modelos a), b), c) y d), parece que el que mejor ajusta los datos es el b), pues todas las variables incluidas son significativas y minimiza el error estándar de la ecuación, al menos en la ecuación que no incluye variables ficticias industriales. Es decir, los datos apoyan un modelo en que las variaciones conjeturales no son función de la concentración y en el que las empresas grandes tienen menores variaciones conjeturales que sus rivales más pequeños.

6. Conclusiones

En este trabajo se evidencia que las empresas españolas tienen un comportamiento similar a las de otros países, pues algunas de las regularidades empíricas señaladas por Schmalensee (1989), tal como se resume a continuación, se cumplen para la muestra de 1.396 empresas de la Central de Balances del Banco de España que se utiliza en este trabajo. La medida de beneficios empleada es la rentabilidad sobre capital, que

² En la ecuación que propone Smirlock, las variables independientes no están multiplicadas por rotación de capital; el resultado de estimar una ecuación idéntica a la de Smirlock presenta unos coeficientes iguales en signo a los obtenidos, pero no significativos; la mayor heterogeneidad de la muestra utilizada (los datos de Smirlock son para el sector bancario) pueden explicar la conveniencia de multiplicar las variables por rotación de capital.

se define como valor de producción menos costes intermedios y laborales, dividido por capital.

En primer lugar, el análisis descriptivo de los datos aporta evidencia sobre la relación del nivel de beneficios con cada una de las variables, por separado, que intervienen en las estimaciones econométricas. El análisis descriptivo apoya las predicciones de la teoría:

- El grupo de empresas con mayor participación en el mercado tiene unos beneficios superiores a la media.
- Las empresas pertenecientes a sectores más concentrados tienen unos beneficios superiores a la media.

En segundo lugar, las estimaciones econométricas permiten obtener las siguientes conclusiones:

- La participación de mercado está fuertemente correlacionada con niveles de beneficios, en consonancia con lo que ocurre para muestras del sector manufacturero norteamericano.
- La concentración del mercado está correlacionada positivamente con niveles de beneficio, incluso cuando se incluye participación como variable explicativa, al contrario de lo que se observa en la mayoría de los estudios empíricos con datos norteamericanos.

Como se ha señalado con anterioridad, las críticas clásicas a los estudios interindustriales cuestionan la posibilidad de obtener estimaciones consistentes de relaciones a largo plazo con datos de sección cruzada, y señalan los problemas de endogeneidad de las variables y la dificultad para encontrar instrumentos válidos. La utilización de un panel de datos resuelve en parte estos problemas; sin embargo, las especificaciones utilizadas son *ad hoc* en muchos casos, lo que permite interpretar los resultados únicamente como regularidades empíricas. A pesar de ello, y con el objeto de comparar con otros trabajos, se ofrece a continuación una interpretación estructural de los coeficientes obtenidos. En estos términos, se puede concluir lo siguiente:

- Las estimaciones obtenidas apoyan la hipótesis de eficiencia para las empresas manufactureras españolas, en un modelo en que la concentración también tiene efectos positivos sobre beneficios. Es decir, las empresas líderes son más eficientes que sus rivales y al mismo tiempo los mercados más concentrados facilitan la colusión.
- Los datos apoyan un modelo en que las variaciones conjeturas de las empresas no dependen del nivel de concentración del sector al que pertenecen, pero son menores para las empresas con mayor participación, en la línea de Clarke y Davies (1982).

Estos dos resultados señalan una posición dominante para las empresas con mayor participación, que podría verse reducida en el proceso de apertura del sector manufacturero español al europeo. La apertura puede resultar en una disminución del nivel de concentración de la industria española, y en una mayor capacidad de reacción de los rivales (que incluirán empresas extranjeras) ante las variaciones en la producción de las grandes empresas, lo que puede hacer descender los beneficios de las mismas. Sin embargo, puesto que son razones de eficiencia las que explican la participación de las empresas en el mercado, este efecto puede verse frenado por la existencia de empresas eficientes que posiblemente puedan mantener rentas derivadas de sus ventajas en costes.

Para terminar, hay que señalar que la literatura sobre este tema señala que existe un comportamiento heterogéneo entre sectores manufactureros, por lo que los resultados agregados pueden estar dominados por industrias concretas. Un posible desarrollo de este trabajo sería realizar estimaciones sectoriales de ecuaciones similares a las que aquí se plantean.

Apéndice: LOS DATOS

1. Definición y fuentes de las variables

Las variables que se utilizan en este trabajo proceden de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) y de la Encuesta Industrial, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística. A continuación se describe cada una de ellas.

— $REN = \text{Rentabilidad}$

La rentabilidad se define como

— Valor de producción, — Consumos intermedios, — Costes laborales,
Stock de capital,

donde, en términos de las variables de la CBBE, de la cuenta de resultados:

Valor de producción = Ventas netas + Otros ingresos accesorios + Trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado — Gastos financieros y dif. valoración moneda extranjera ³ + Variación existencias productos terminados — Impuestos abonados en ventas.

³ Esta partida es un componente de los «trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado», y se refiere a los gastos financieros activados por esta vía y no al total de gastos financieros del ejercicio.

Consumos intermedios = Compras netas + Transportes y fletes + Variación existencias materias primas.

Costes laborales = Gastos de personal.

K_t = Stock de capital (cuya construcción se explica a continuación).

Fuente = CBBE

— K_t = Stock de capital

El capital se calcula neto de amortizaciones y valorado a costes de reposición, siguiendo a Hernando y Valles (1991), aunque con algunas modificaciones. Ellos se basan en Salinger y Summers (1983).

El valor de reposición del stock de capital, K_t , se define como

$$K_t = I_t + \{P_t J P^{K^*} K_{t-1} - \delta_t K_t\},$$

donde

I_t = Inversión bruta en inmovilizado material t = Inmovilizado material neto en t - Inmovilizado material neto en $t - 1$ + Dotación de amortizaciones inmovilizado material + Variaciones inmovilizado material y amortizaciones por operaciones de saneamiento y regulación.

Fuente = CBBE

P_t = Deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo.

Fuente = Contabilidad Nacional (base 80).

δ — Tasa depreciación lineal = Inversa de la vida útil del conjunto de activos de cada empresa, L^* , donde

$$L^* = \frac{1}{T} \left[\sum_{t=2}^T \frac{\text{Inmov. mat. neto}_{t-1} + \text{Amort. acumul. inmov. mat.}_{t-1}}{\text{Dotación amort. inmov.}} \right]$$

siendo 1 el primer año disponible en la muestra y T el último.

Fuente = CBBE.

Para calcular el valor de mercado del stock de capital del año inicial, se sigue a Salinger y Summers, y se supone que el valor contable y de reposición coinciden en 1983. Con este supuesto se está infravalorando el valor de mercado del stock de capital en el primer año, pero el su-

puesto alternativo de aproximación que utilizan Hernando y Valles, y que lo sobrevalora, tiene como resultado que la rentabilidad es negativa para un número muy elevado de empresas, para los diferentes tipos de interés ensayados. Por ello, y teniendo en cuenta que 1983 coincide con un año de regularización contable para las empresas en España, se opta por utilizar como valor de mercado el contable para 1983. Para las empresas para la cuales se dispone de datos a partir de un año posterior a 1983, se calcula el valor de reposición multiplicando el valor contable por la tasa de inflación para los bienes de capital entre 1983 y el año inicial, siempre que la edad media sea mayor que 7-1983, donde / es el año inicial, bajo el supuesto de que capital contable y de reposición coinciden en 1983.

— s = *participación en el mercado*

Esta variable combina información de la Central de Balances y de la Encuesta Industrial. Se define como $s_i = VPJVP_j$, donde

VP_j = valor de producción empresa i .

Fuente = CBBE

VP_j = valor de producción de la industria = Producción bruta — Subvenciones.

Fuente: Encuesta Industrial.

— CR = *Concentración*

Esta variable está construida por el Instituto Nacional de Estadística a partir de la Encuesta Industrial, y se define como la participación en el valor de producción de los mayores cinco establecimientos del sector ⁴. El hecho de que la unidad de análisis en la Encuesta Industrial sea el establecimiento en lugar de la empresa es sin duda un problema en la definición de esta variable.

Fuente: INE, a partir de la Encuesta Industrial.

⁴ Para los sectores delegados, el INE sólo proporciona información para los primeros años de la muestra (1978-1980/81, dependiendo de los casos), y en el trabajo se opta por utilizar una media de estos valores para el resto de los años.

2. Selección de la muestra

Se utilizan datos de la Central de Balances del Banco de España para el período 1982-90. La muestra de partida es un panel incompleto de 2.123 empresas privadas industriales no energéticas, que han contestado el cuestionario un mínimo de cinco años consecutivos⁵.

La Central de Balances realiza contrastes sobre la consistencia de la información por empresa, sobre todo en los últimos años. Pero estos contrastes tienen dos limitaciones:

- 1) Son contrastes contables y no económicos; éstos se tendrán que definir en base al objetivo del estudio que se lleve a cabo.
- 2) Son contrastes para cada base de datos y sólo para las empresas grandes se realizan contrastes para la serie temporal.

Por ello se han realizado una serie de filtros que tratan de eliminar empresas anómalas. En líneas generales, se han realizado filtros para seleccionar empresas que permanecen activas en todos los años en que contestan a la Encuesta, y para las que es posible aproximar una serie de capital. Los filtros realizados son los siguientes:

- 1) Filtros realizados para obtener la muestra inicial de 2.123 empresas:

Filtro 1: Elimina empresas en que los gastos de personal son 0 y el total de personal fijo medio más número de personas no fijas no es 0 y viceversa.

Filtro 2: Elimina empresas que no contestan a un mínimo de cinco cuestionarios consecutivos.

Filtro 3: Elimina empresas públicas. Una empresa es pública si la suma de la participación directa más indirecta del sector público es superior al 50 por ciento o la variable 969 («clasificación de empresas del sector público») es distinta de 0.

Filtro 4: Elimina empresas que no pertenecen a sectores industriales no energéticos. Una empresa es industrial no energética si en todos los años de la muestra y en las cinco CNAE que declara aparece una actividad industrial (CNAE comprendida entre 200 y 500); o bien si para cada uno de los años en que se dispone de in-

⁵ Se eligió de manera más o menos arbitraria el requerimiento de que contestaran a cinco años consecutivos, con el objeto de disponer de suficientes observaciones para las estimaciones de panel realizadas en el trabajo.

formación tiene más de un 50 por ciento de sus actividades (obtenidas sumando los porcentajes de CNAE que son industriales no energéticas) en sectores industriales no energéticos.

2) Filtros realizados a partir de la muestra de 2.123 empresas.

Filtro 5: Elimina empresas con ventas netas igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 21 empresas.)

Filtro 6: Elimina empresas con inmovilizado material neto igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 76 empresas.)

Filtro 7: Elimina empresas con amortización acumulada del inmovilizado material igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 132 empresas.)

Filtro 8: Elimina empresas para las que las variaciones del inmovilizado material son mayores que tres veces el inmovilizado material neto inicial. (Elimina 105 empresas.)

Filtro 9: Elimina empresas con valor de producción igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 12 empresas.)

Filtro 10: Elimina empresas para las que la dotación de amortizaciones es igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 195 empresas.)

Los filtros 5 al 10 se han aplicado uno a uno sobre la muestra inicial, y su intersección elimina 317 empresas ⁶. Es decir, se dispone de 1.806 empresas que pasan los filtros 1 al 10.

3. Clasificación de las empresas por sectores

A continuación se ha procedido a clasificar a las empresas por sectores. Dado que la unidad de estudio es la industria, definida como un conjunto de empresas que producen un bien homogéneo, interesa la clasificación más desagregada posible para la que existan datos de otras fuentes que se utilizan junto con la información de la Central de Balances. Puesto que la principal fuente de otros datos relevantes es la Encuesta Industrial, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, inicialmente se adoptó la clasificación en 89 sectores industriales que allí

⁶ Para los filtros 5, 6, 7, 9 y 10 se han mantenido empresas que tengan 0 para el primer año de la base en que contestan por primera vez, siempre y cuando el número de observaciones resultantes sea igual o mayor que cinco.

se utiliza. Dado que la muestra sólo incluye empresas industriales no energéticas, en principio la clasificación es en 81 sectores, del 9 al 89 de la Encuesta Industrial. Sin embargo, puesto que la información de la Central de Balances es de CNAE a tres dígitos, se impone la agregación de los sectores de la Encuesta Industrial que diferencian entre cuatro dígitos de la CNAE. Concretamente, se impone la agregación de los sectores 19 al 22, «Fabricación de productos químicos básicos»; 24 al 26, «Fabricación de productos químicos destinados a la industria»; 28 al 30, «Fabricación de otros productos químicos destinados al consumo final», y 58 y 59, «Industrias de alcoholes etílicos de fermentación».

Vamos a llamar empresas «puras» a las que declaran en cada uno de los años en que contestan al cuestionario que el 100 por ciento de su actividad pertenece al mismo sector. Hay 1.493 empresas puras. Por el contrario, empresas «mixtas» son las que para algún año declaran que su actividad se reparte entre diferentes sectores. Hay 311 empresas mixtas⁷. De las 1.493 empresas puras, hay empresas que pertenecen a diferentes sectores en los distintos años de la muestra. Inicialmente, aproximadamente un 18 por ciento de las empresas puras cambian su actividad a lo largo de la muestra. La información que publica la Central de Balances sobre empresas comunes a nivel sectorial elimina empresas que cambian de un año a otro su actividad. Sin embargo, esta selección puede sesgar endógenamente la muestra en el estudio que se considera. El problema es que un cambio en el sector puede deberse a diversas razones, entre las que es imposible diferenciar con la información disponible; por ejemplo, puede deberse a:

- a) Un error en la asignación del sector, que se corrige a instancias de la propia empresa en el año en que se detecta, pero no en años anteriores si la base de datos para ese año se considera «cerrada». (Aunque parece que esto ocurre más frecuentemente en el sector servicios.)
- b) Una respuesta aproximada de la persona que completa el cuestionario, y que no quiere o no puede desglosar la actividad de la empresa en diferentes actividades.
- c) Un cambio efectivo de actividad productiva, que supone un cambio de sector.

La inspección de las empresas puras que cambiaban de sector en los diferentes años de la muestra mostró que se repetía a menudo la variación de sector entre algunos muy concretos, de actividades muy similares; para evitar la incidencia de la manipulación de la muestra que se

⁷ Hay dos empresas que se eliminan; una de ellas porque declara un sector inexistente y otra porque su porcentaje no suma 100.

realiza a continuación, se ha optado por agregar algunos sectores de la Encuesta Industrial, aquellos entre los que mayor número de empresas variaban su actividad de un año a otro y que realizaban actividades similares, siguiendo en la mayoría de los casos la clasificación propuesta por la Central de Balances. Concretamente, se agregaron los sectores de la Encuesta Industrial:

- Sectores 19 al 22 (ya agregados en «Química básica») y 24 al 26 (ya agregados en «Química industrial») en «Química básica industrial».
- Sectores 31 a 34, en «Industrias metálicas».
- Sectores 65 a 68, en «Industrias textiles».
- Sectores 69 y 70, en «Curtidos y cueros».
- Sectores 72 y 73, en «Confección en serie y a medida».
- Sectores 75 y 76, en «Aserrado e industria de la madera».
- Sectores 80 y 81, en «Papel y cartón».
- Sectores 83 y 84, en «Caucho y plástico».

Aproximadamente un 10 por ciento de las empresas puras siguen cambiando de sector de un año a otro a pesar de la agregación. La inspección individualizada de estas empresas pone de manifiesto que en la mayoría de los casos los cambios ocurren entre sectores muy relacionados⁸, pero sin que se observe un aumento de la inversión ni un cambio brusco en el valor de producción; esto parece indicar que no se trata de un cambio de actividad, sino que los problemas de clasificación hacen que en años diferentes las empresas se incluyan en actividades diferentes, bien porque los distintos sectores están poco diferenciados, o bien porque se trata de empresas multiproducto que no desglosan su actividad como se les pide, y simplemente la composición de su producto ha variado y declaran que producen el bien mayoritario. En este punto se consideraron dos posibles soluciones:

- a) Continuar la agregación de sectores para minimizar el número de empresas que cambian su actividad. Sin embargo, hay mucha dispersión entre las empresas, en el sentido de que habría que realizar muchas agregaciones y entre sectores cada vez más dispares para reducir significativamente el número de empresas que cambian su actividad.
- b) Incluir las empresas que declaran que durante cinco años consecutivos realizan la misma actividad, considerándolas como si

⁸ Por ejemplo, hay muchos cambios entre los sectores químicos y entre textiles y confección.

únicamente contestaran a la Encuesta en esos años, eliminando al resto de las empresas. De esta manera se eliminan 97 empresas. Esta es la solución que se adoptó. Quedan 1.396 empresas que corresponden a la muestra que se utiliza en este trabajo.

Referencias bibliográficas

- Arellano, M., y Bond, S. (1988): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD: Guide for Users», *Working Paper* 88/15, The Institute for Fiscal Studies, Londres.
- Bain, J. J. (1951): «Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940», *Quarterly Journal of Economics*, 65, 293-324.
- Clarke, R., y Davies, S. W. (1982): «Market Structure and Price-Cost margins», *Económica*, 49, 277-287.
- Cowling, K., y Waterson, M. (1976): «Price Cost Margins and Market Structure», *Económica*, 43, 267-274.
- Demsetz, H. (1974): «Two Systems of Belief about Monopoly», en H. J. Goldschmid, H. M. Mann y J. F. Weston (eds.), *Industrial Concentration: The new learning*, Boston.
- Hernando, I., y Valles, J. (1991): «Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas», Documento de Trabajo n.º 9113 del Banco de España.
- Jaumandreu, J., y Mato, G. (1987): «Margins, Concentration and Advertising: a Panel Data Analysis», Documento de Trabajo 8706, Fundación Empresa Pública.
- Schmalensee, R. (1987): «Collusion versus differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses», *Journal of Industrial Economics* 35, 399-425.
- Schmalensee, R. (1989): «Inter-industry Studies of Structure and Performance», en Schmalensee y Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland.
- Salinger, M. (1990): «The Concentration-Margins Relationship Reconsidered», *Brooking Papers* (Microeconomics), 287-335.
- Salinger, M., y Summers, L. (1983): «Tax Reform and Corporate Investment: A Microeconomic Simulation Study», en Martin Feldstein (ed.), *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, University of Chicago Press, 247-281.
- Smirlock, M. (1985): «Evidence on the (non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking», *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 69-83.
- Stigler, G. J. (1964): «A Theory of Oligopoly», *Journal of Political Economy*, 72, 44-61.

Capítulo 3

LA RELACIÓN ENTRE LA INVERSIÓN Y LA Q DE TOBIN EN LAS EMPRESAS INDUSTRIALES ESPAÑOLAS

César Alonso

Universidad Complutense de Madrid y Centro de Estudios Monetarios
y Financieros (CEMFI)

*Samuel Bentolila **

Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI)

1. Introducción

La inversión empresarial en capital fijo es una variable crucial tanto para la senda de crecimiento a largo plazo de una economía como para la generación de los ciclos económicos. Por ello, los economistas han desarrollado varias teorías para explicarla. Entre éstas, la dominante desde el punto de vista empírico es la llamada «teoría neoclásica con acelerador», en la que la tasa de inversión depende fundamentalmente del coste de uso del capital y de la variación de la producción.

Esta teoría ha sido, sin embargo, cuestionada por su falta de fundamentación microeconómica. Entre los modelos de inversión que superan esta crítica destaca el del ratio q , originalmente apuntado por Tobin (1969) y derivado formalmente en un marco de optimización intertemporal por Hayashi (1982). Del modelo teórico se deriva una relación unívoca entre la tasa de inversión de la empresa y el cociente entre el valor para la empresa de una unidad adicional de capital y su coste de reposición (q marginal), de modo que si dicho ratio es superior a la

* Dedicamos este trabajo a Gonzalo Mato, en recuerdo de su amistad y compañerismo. Deseamos agradecer los comentarios del evaluador anónimo, de Víctor Aguirregabiria, Manuel Arellano, Olympia Bover, José Manuel González-Páramo, Jorge Padilla y Rafael Repullo, y de los participantes en un seminario en el Servicio de Estudios del Banco de España. Agradecemos también a José Pérez que nos impulsara a estudiar este tema y nos lo recordara periódicamente, al personal de la Central de Balances del Banco de España y a Luis Villanueva su ayuda en la obtención de los datos, y a Jesús Saurina su colaboración en el cálculo de algunas series y sus comentarios. Ninguno es responsable de los errores contenidos en el texto.

unidad, es óptimo para la empresa invertir. Bajo ciertas condiciones, la q *marginal*, que es inobservable, coincide con la q media, definida como el cociente entre la valoración de mercado del *stock* de capital físico y su coste de reposición, que es observable. Esto permite la contrastación empírica del modelo, donde la utilización de la q media será adecuada en la medida en que no haya un alejamiento importante de los supuestos de partida.

Tanto la teoría neoclásica como el modelo del ratio q proceden de un marco general de optimización del valor presente de los beneficios presentes y futuros de la empresa bajo determinados supuestos. Sin embargo, el *ratio* q tiene el atractivo de que, al incluir en su construcción la valoración bursátil del capital de la empresa, incorpora explícitamente las expectativas de los agentes sobre la rentabilidad futura de las inversiones de ésta. Los trabajos econométricos que han estimado ecuaciones de inversión y q con datos macroeconómicos (como Clark, 1982) no han tenido, a pesar de ello, mucho éxito. Inicialmente se pensó que la razón principal de este fracaso radicaba en un problema intrínseco al tipo de datos utilizado, el problema de la agregación: la teoría proporciona una relación entre dos ratios, que difícilmente pueden agregarse linealmente.

Este problema, junto al hecho de que las variables necesarias para calcular q deberían poder estimarse más fácilmente, en principio, a nivel microeconómico, llevó a la estimación de esta relación con datos de empresas individuales, para Japón (Hayashi e Inoue, 1991; Hoshi y Kash-yap, 1989), Inglaterra (Blundell *et al.*, 1992) y Estados Unidos (Schaller, 1990). En general, estos autores han hallado que q es significativa pero con un poder explicativo pequeño, y que los residuos de las ecuaciones que relacionan la tasa de inversión con q están correlacionados, lo que parece indicar la presencia de problemas de especificación. En algún caso se encuentra que dicha correlación podría ser compatible con el modelo de la q (Blundell *et al.*, 1992) y también que parte de ella parece deberse efectivamente a problemas derivados de la agregación de empresas con comportamientos muy heterogéneos (Schaller, 1990).

A pesar de todo, subsiste un problema fundamental en los resultados empíricos del modelo: variables cuya información ya debería estar incorporada en q —fundamentalmente el nivel de producción y variables financieras— tienen poder explicativo independiente al ser incluidas conjuntamente con ésta¹. Estos resultados son incompatibles con la versión más simple del modelo de la q , derivada bajo los supuestos de competencia perfecta en el mercado de bienes y de mercados de capitales perfectos. Para relajar el primer supuesto, Schiantarelli y Georgoutsos (1990)

¹ Las estimaciones de Fazzari *et al.* (1988) apoyan lo primero y las de Schiantarelli y Georgoutsos (1990) lo segundo.

construyen un modelo de q bajo competencia monopolística². El incumplimiento del segundo supuesto hace necesario incorporar en el modelo de la q el mayor coste que parecen soportar las empresas si financian sus inversiones recurriendo a la financiación ajena, en comparación con el soportado si se recurre a los beneficios retenidos. Devereux y Schian-tarelli (1990) lo llevan a cabo en un modelo con información asimétrica derivada de problemas de agencia, y Bond y Meghir (1991) permiten, en el marco del modelo de la q , que la estructura de capital afecte a las decisiones de inversión.

En este artículo estimamos ecuaciones de inversión en capital fijo con q como regresor principal, para una muestra de 68 empresas españolas industriales y privadas, que cotizan en Bolsa y que están recogidas en la Central de Balances del Banco de España (CBBE) durante el período 1983-87. Nuestra intención es contrastar la versión más simple del modelo de la q , incluyendo los supuestos habituales de mercados perfectos y sobre las características de las funciones de producción y de costes de ajuste del capital. No incorporamos, por tanto, las modificaciones del modelo básico a las que se ha hecho referencia en el párrafo anterior.

Incorporar la valoración bursátil de la empresa es muy positivo para países con mercados de renta variable bien desarrollados, pero puede no serlo en una economía con un mercado bursátil tan poco desarrollado como el español. Con esta perspectiva, es interesante que q haya resultado ser significativa en las ecuaciones de inversión estimadas con datos españoles por Espitia (1985), Espitia *et al.* (1988) y Giner (1993). Así, nuestro primer objetivo es confirmar estos resultados previos.

El segundo objetivo es contrastar la relevancia de la situación financiera de la empresa de cara a sus decisiones de inversión, tema en el que fue fundamental la aportación de Gonzalo Mato. Sus artículos pioneros (1988, 1989) revelaron que si además de las variables tradicionales del modelo neoclásico con acelerador se incorporaban en las ecuaciones de inversión variables que reflejasen las restricciones financieras soportadas por las empresas españolas, estas variables poseían, en regresiones con datos individuales, poder explicativo adicional (véase también Hernando y Valles, 1991). Por ello, en este artículo buscamos confirmar la relevancia de las restricciones financieras con un modelo distinto al neoclásico, el del ratio q .

El artículo está estructurado de la siguiente forma. En la sección 2 se presenta un modelo sencillo de la q de Tobin. En la sección 3 se comentan las características de la muestra y el método seguido en el cálculo de la inversión, el *stock* de capital y el ratio q . En la sección 4 se presentan los resultados de la estimación de una ecuación que rela-

² Los efectos del poder de mercado se tenían en cuenta ya en el artículo original de Hayashi (1982), pero no se han considerado en la mayoría de los trabajos empíricos.

ción la inversión en capital fijo con el ratio q . Tras verificar que q aparece como un regresor significativo, se añade una medida de la autofinanciación (*cash-flow*) de la empresa, comprobándose que esta variable explica un porcentaje de la variación de la tasa de inversión mucho mayor que el ratio q , si bien éste sigue siendo significativo. También se encuentra que la incorporación como regresor de las ventas de la empresa no proporciona poder explicativo adicional al de q y la autofinanciación. La sección 5 contiene la discusión de los resultados y nuestras conclusiones. La construcción de las variables necesarias es especialmente difícil en el tema de la inversión en capital físico y la q de Tobin, pero puede ser crucial para los resultados empíricos. Por ello, dedicamos un apéndice inusualmente extenso a discutir este aspecto.

2. Teoría

El modelo de la q de Tobin es bien conocido, por lo que a continuación se presenta su versión más simple —que es la que se contrasta después— de forma muy breve, siguiendo la formulación de Hayashi e Inoue (1987).

Sea una empresa que opera en un medio de competencia perfecta y maximiza el valor actual esperado de sus flujos de caja presentes y futuros, descontados por un factor g ($0 < g < 1$). Su función objetivo es, por tanto:

$$\text{Max } E_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} g^s (P_{t+s} [F_{t+s}(K_{t+s}) - C_{t+s}(I_{t+s}, K_{t+s-1})] - P_{k, t+s} I_{t+s}) \right]$$

sujeto a:

$$K_{t+s} = (1 - \delta) (K_{t+s-1} + I_{t+s}) \quad (s = 0, 1, 2, \dots),$$

donde $F(\cdot)$ es la función de producción, que depende sólo del capital al inicio del período, K , porque los factores de producción variables ya han sido sustituidos a través de una maximización previa³. La función $C(\cdot)$ representa los costes de ajuste asociados a la inversión bruta, I (que suponemos se realiza al inicio del período). P es el precio del bien que produce la empresa, P_k el precio del capital, δ la tasa de depreciación del capital y $E_t(\cdot)$ el operador de esperanza matemática. La restricción recoge la senda dinámica del *stock* de capital.

³ Por sencillez, el modelo se desarrolla con un único bien de capital. En la parte empírica distinguimos entre cuatro tipos de bienes de capital.

Aplicando el Principio del Máximo, la función de valor asociada al problema de maximización de la empresa es:

$$V_t[(1 - \delta)K_{t-1}] = \text{Max} (P_t[F(K_t) - C_t(I_t, K_{t-1})] - P_{kt}I_t + \varrho E_t\{V_{t+1}[(1 - \delta)K_t]\})$$

sujeto a:

$$K_t = (1 - \delta)(K_{t-1} + I_t). \quad (1)$$

Diferenciando (1) y manteniendo K , constante se obtiene:

$$V'_t = P_t[dC_t(I_t, K_{t-1})/dI_t] + P_{kt}. \quad (2)$$

Suponiendo la homogeneidad de grado uno de las funciones de producción (es decir, rendimientos constantes a escala) y de costes de ajuste, puede demostrarse (Hayashi, 1982) que la q marginal es igual a la q media:

$$q_t = V'_t/P_{kt} = V_t/(P_{kt}K_t), \quad (3)$$

lo que sustituido en (2) da lugar a:

$$C'_t(I_t/K_{t-1}) = (P_{kt}/P_t)(q_t - 1) \equiv Q_t. \quad (4)$$

Esta ecuación proporciona una relación unívoca entre la tasa de inversión, I/K , y Q . La q marginal no es observable, por lo que en la estimación empírica se emplea la q media. En la especificación econo-métrica es habitual postular una función cuadrática de costes de ajuste del tipo:

$$C_t(I_t/K_{t-1}) = (1/2) \beta [(I_t/K_{t-1}) - \alpha - u_t]^2, \quad (5)$$

donde u_t es una perturbación (*shock*) en los costes de ajuste. Un valor positivo de u implica, *ceteris paribus*, unos menores costes de ajuste. Derivando (5) y sustituyendo en (4) se obtiene:

$$I_t/K_{t-1} = \alpha + \beta Q_t + u_t, \quad (6)$$

que puede estimarse directamente.

Además, diferenciando (1) puede demostrarse que la variable q es igual al valor presente de la diferencia entre el producto marginal y el coste de ajuste marginal del capital.

Las expresiones (3) y (4) deben ser reformuladas para tener en cuenta la existencia de los impuestos que gravan a la empresa. De las consideraciones fiscales resulta que:

a) El precio del bien producido por la empresa ha de multiplicarse por $(1 - \tau)$, donde τ es el tipo impositivo sobre los beneficios empresariales.

b) El precio de los bienes de capital comprados por la empresa ha de multiplicarse por $(1 - h - \tau z)$, donde h es el porcentaje deducible sobre la base imponible y z es el valor presente de las deducciones por amortización en la cuota impositiva por peseta invertida.

c) A la valoración de mercado de los activos de la empresa hay que restarle el valor presente de las deducciones fiscales futuras por amortización de los bienes invertidos en el pasado y aún no amortizados totalmente, αA , que es irrelevante a los efectos de la inversión marginal.

Así (3) y (4), convenientemente modificadas dan lugar a:

$$q_t = (V_t - \tau_t A_t) / [(1 - h_t - \tau_t z_t) P_{kt} K_t], \quad (7)$$

lo que sustituido en (2) resulta en:

$$Q_t = [(1 - \tau_t z_t) P_{kt} / (1 - \tau_t) P_t] (q_t - 1). \quad (8)$$

A partir de aquí, el procedimiento habitual es estimar la regresión de la tasa de inversión, I/K , sobre Q . Introduciendo el subíndice i para denotar las empresas ($i = 1, \dots, N$) y definiendo $u_{it} = y_{it} + v_{it}$, la ecuación (6) puede reescribirse como:

$$I_{it}/K_{it-1} = \alpha + \gamma_i + \beta Q_{it} + v_{it}, \quad (9)$$

donde y_{it} recoge el componente de los costes de ajuste específico de cada empresa, que se supone invariante en el tiempo. El otro parámetro que afecta a los costes de ajuste es β , que a efectos de la estimación se supone igual para todas las empresas. Por último, v_{it} es el componente residual de la perturbación en los costes de ajuste, que incorpora *shocks* tanto específicos de empresa como agregados.

3. La muestra y la construcción de q (Q)

Contamos con una muestra de 82 empresas privadas industriales que cotizaron en Bolsa entre los años 1983 y 1987 y contestaron todos los años a la encuesta de la Central de Balances^{4,5}.

⁴ Excluimos las empresas no industriales y las públicas por considerar que sus decisio-

El principal problema que se plantea en la construcción de Q es asociar a las magnitudes económicas su correspondiente concepto contable y, en especial, estimar el valor de mercado de los componentes de Q a partir de los valores contables. Los detalles de este proceso están descritos en el Apéndice 1; aquí queremos simplemente destacar algunos aspectos relevantes ⁶.

La Bolsa valora todos los activos de la empresa. Sin embargo, nosotros deseamos estimar el valor marginal de los activos amortizables. Por ello, el denominador de q en la ecuación (7) es el coste de reposición del capital fijo amortizable y la variable V del numerador recoge el pasivo de la empresa, neto del valor de mercado del capital fijo no amortizable (es decir, los terrenos y las existencias). Por otra parte, para calcular el valor presente de las deducciones futuras por depreciación hemos empleado un tipo de interés propio de cada empresa e igual al coste de sus recursos ajenos.

Con respecto al denominador, el capital fijo viene desglosado en cuatro tipos de bienes (edificios, maquinaria, elementos de transporte e «instalaciones complejas especializadas»), calculándose el valor de mercado de cada uno con tasas de depreciación económica (no contable) y series de precios propios.

Los criterios seguidos en estos cálculos son inevitablemente arbitrarios y están sujetos a discusión. De hecho, para algunas empresas se obtienen valores estimados de los componentes de Q y del *stock* de capital que pueden considerarse atípicos. Ello nos llevó a cuestionar la validez de dichos criterios para tales empresas, optando por realizar la mayor parte del análisis empírico con una submuestra de 68 empresas, en las que éstos son, a nuestro juicio, adecuados. Adicionalmente, y con el fin de comprobar si existen diferencias en los resultados, hemos repetido el análisis para la muestra total de 82 empresas.

Los estadísticos descriptivos de las estimaciones de q se muestran en el cuadro I. Lo primero que llama la atención es el alto valor obtenido para 1983, especialmente si se compara con el de 1984. Pensamos que la razón estriba en una infravaloración del capital en 1982, año inmediatamente anterior a la regularización contable (revaluación de activos) de 1983, si bien este último año también parece mostrar una cierta infravaloración del capital ⁷.

nes de inversión en capital fijo se ajustan menos a las características de los modelos habituales.

⁵ Los cálculos para asignar al valor en Bolsa de cada empresa sus datos contables se realizaron en el seno de la Central de Balances del Banco de España, para salvaguardar la confidencialidad.

⁶ Una excelente discusión de los problemas que implica la construcción de Q con datos contables puede hallarse en Hoshi y Kashyap (1989).

⁷ Dado que nuestra estimación econométrica abarca el período 1985-87, el primer as-

CUADRO I. *Estadísticos descriptivos **

Año	1983	1984	1985	1986	1987
<i>1. Muestra de 68 empresas</i>					
<i>Ratio q</i> Media ponderada					
Media no ponderada	0,96	0,66	0,74	0,97	0,89
Desviación típica	0,93	0,84	0,98	1,32	1,43
Máximo	0,40	0,40	0,60	0,74	0,96
Mínimo	2,40	2,51	3,18	3,38	4,18
<i>Q</i> (regresor) Media no ponderada	0,24	0,23	0,20	0,25	0,32
Desviación típica	0,07	-0,17	-0,01	0,32	0,44
Inversión bruta	0,43	0,41	0,60	0,75	0,99
<i>Stock</i> de capital		7.386	10.579	5.239	
Tasa de inversión: Media ponderada	5.033	52.474	89.399	101.297	
Media no ponderada	107.306	110.292			
Tasa de autofinanciación	0,14	0,12	0,05	0,05	
Tasa de ventas	0,13	0,08	0,10	0,09	
	0,08	0,07	0,08	0,09	
	1,38	1,26	1,27	1,27	
<i>2. Muestra de 82 empresas</i>					
<i>Ratio q</i>					
Media ponderada	0,94	0,67	0,74	0,97	0,90
Media no ponderada	0,92	0,84	0,98	1,39	1,53
Desviación típica	0,58	0,58	0,81	1,24	1,36
Máximo	3,90	4,00	5,05	7,96	7,76
Mínimo	0,06	-0,06	-0,17	-0,50	0,02
<i>Q</i> (regresor)					
Media no ponderada	-0,07	-0,16	-0,01	0,40	0,56
Desviación típica	0,66	0,64	0,82	1,30	1,45
Inversión bruta		6.353	8.997	4.529	4.507
<i>Stock</i> de capital	46.109	77.045	87.052	92.099	94.723
Tasa de inversión:					
Media ponderada		0,14	0,12	0,05	0,05
Media no ponderada		0,14	0,08	0,10	0,10
Tasa de autofinanciación		0,08	0,07	0,08	0,09
Tasa de ventas		1,41	1,29	1,30	1,33

* Inversión bruta y *stock* de capital en millones de pesetas corrientes. Las tasas de financiación y de ventas son medias no ponderadas.

Fuente Central de Balances del Banco de España y cálculos propios.

A partir de 1984 la media no ponderada de q aumenta monotónicamente, así como su desviación típica, esta última en mayor proporción. Existe además una importante diferencia entre las medias ponderadas y no ponderadas, debida a que algunas empresas relativamente grandes tienen una valoración de mercado relativamente baja.

Para la mayoría de las empresas, q supera el valor unitario en 1986, si bien se dan valores muy alejados de éste tanto al alza como a la baja. El cuadro también revela que la principal diferencia entre las dos muestras está en que los valores máximos y mínimos son menos extremos en la más pequeña.

El cuadro I también contiene los momentos de otras variables. La tasa de inversión presenta una senda decreciente, poco acorde con la evolución de q . Como pone de relieve el cuadro, esto no se debe a la forma de calcular el *stock* de capital, pues la inversión bruta (en valor contable) también es decreciente en el tiempo. Esta evolución dispar anticipa las dificultades que podemos encontrar al intentar explicar la tasa de inversión mediante q . Por el contrario, las tasas (no ponderadas) de autofinanciación y de ventas muestran sendas moderadamente crecientes a partir de 1985. Todas estas variables se representan, para ambas submuestras, en los gráficos 1 a 6.

GRÁFICO 1. *Inversión bruta*



pecto sólo incide en el conjunto de instrumentos empleado, mientras que el segundo tiene un efecto adicional cuando se incluye Q desfasada como regresor.

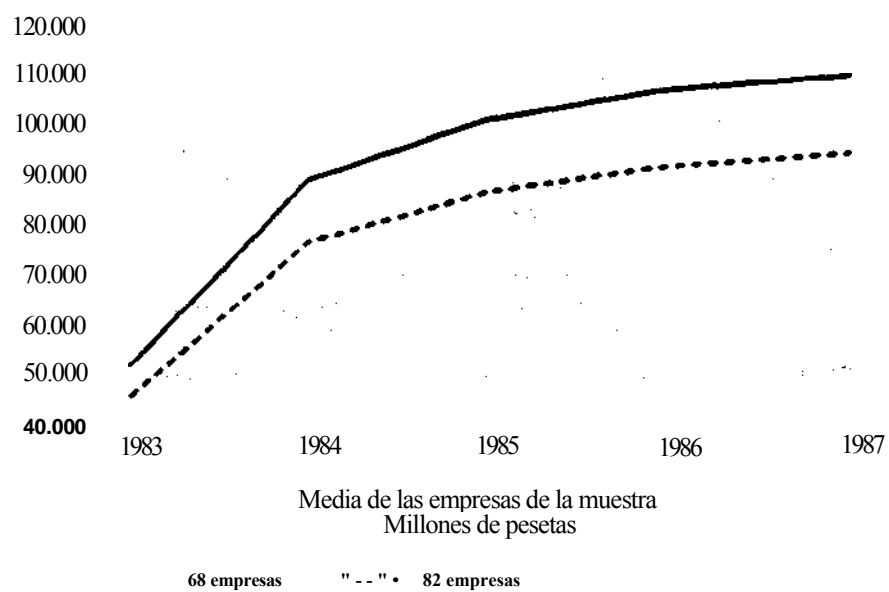
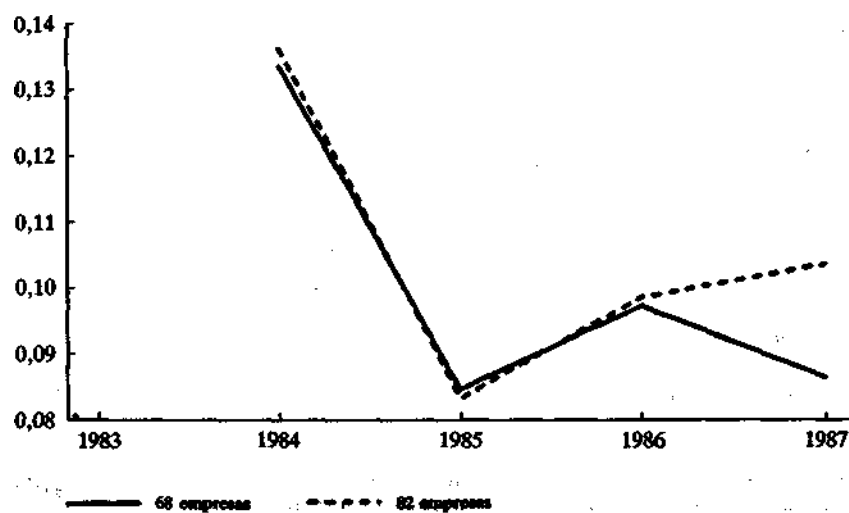
GRÁFICO 2. *Stock de capital*GRÁFICO 3. *Tasa de inversión*

GRÁFICO 4. *Ratio q*

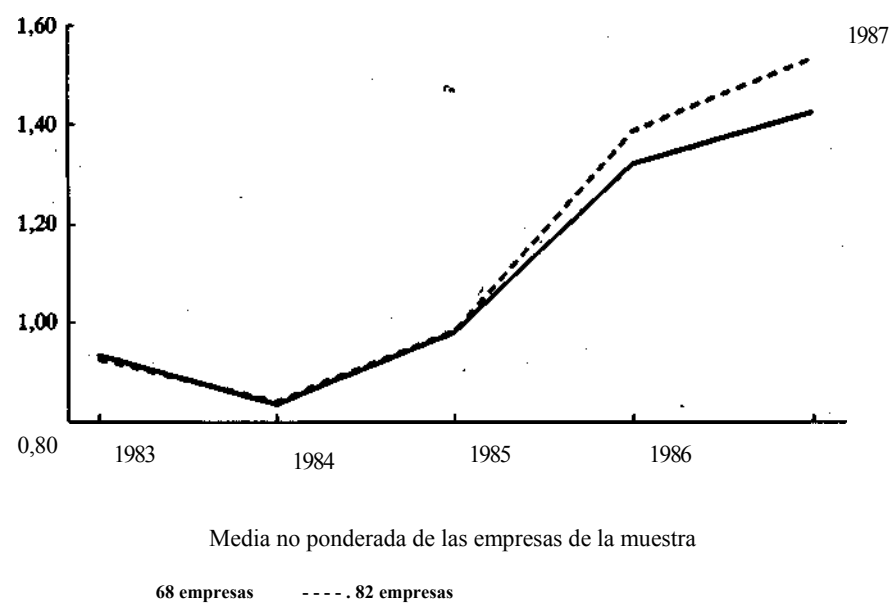
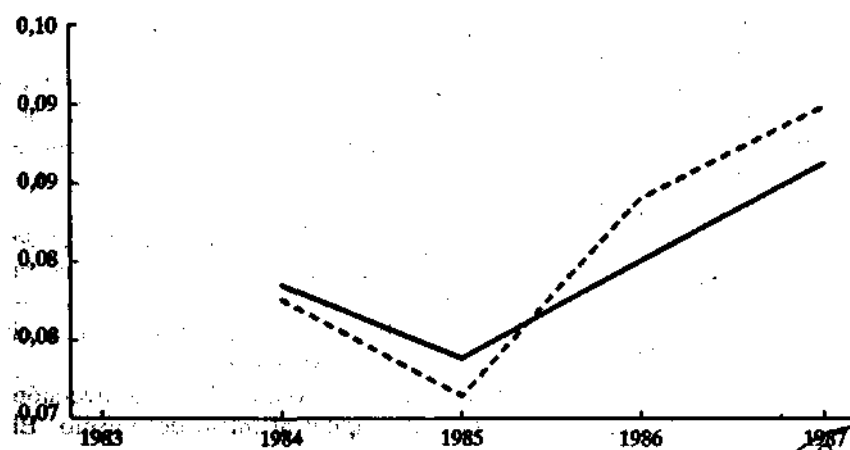
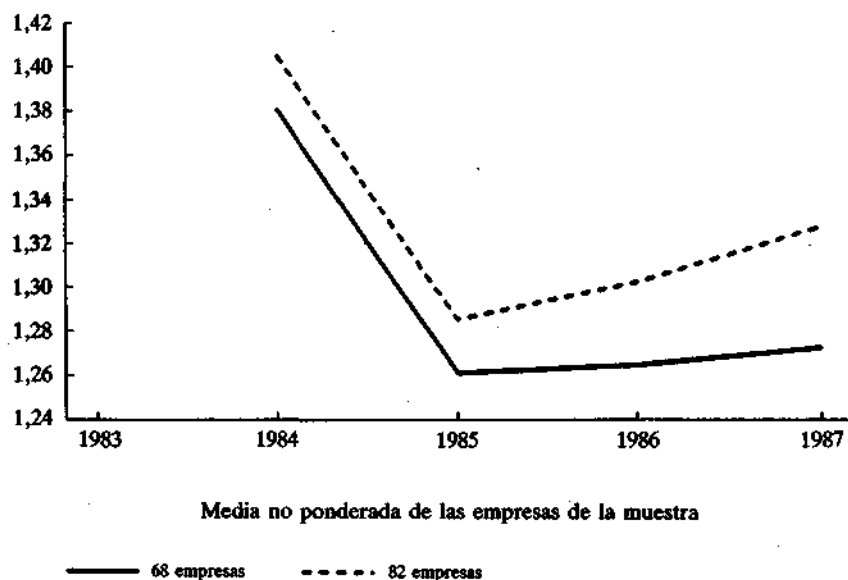


GRÁFICO 5. *Tasa de autofinanciación*





4. Resultados de la estimación

Conviene resaltar que el objetivo de la estimación empírica está más cercano a la contrastación de una condición de primer orden, en la que estudiamos si Q es un regresor significativo para explicar la inversión y si lo son también otras variables cuya información debería estar incorporada en Q , que a la estimación de una ecuación estructural de inversión. También nos parece válida, de todas formas, la interpretación alternativa de este tipo de ejercicios, propuesta por Abel y Blanchard (1986), como una forma de describir las correlaciones presentes en los datos entre variables de interés.

Para estimar la relación entre inversión y Q utilizamos un panel de empresas, lo que permite explotar tanto la variación temporal como la transversal⁸. A pesar de disponer de cinco cortes transversales, la construcción de las variables y el empleo de desfases de éstas reducen el período de estimación a sólo tres años, de 1985 a 1987.

La variable dependiente es la tasa de inversión, es decir, la inversión durante el año dividida por el *stock* de capital al inicio del mismo. El

Con el programa DPD (Arellano y Bond, 1988).

modelo teórico postula una relación contemporánea entre la tasa de inversión y Q , pero la periodicidad anual de los datos de inversión impide tal especificación empírica. Por ello, empleamos como regresor el valor de Q al final del año anterior (es decir, al inicio del período actual, a la que denominaremos « Q contemporánea»), a fin de reducir los problemas de simultaneidad que generaría el empleo del valor de Q al final del período.

No obstante, la relativa arbitrariedad de los criterios de valoración seguidos en el cálculo de Q sugiere la presencia de errores de medida, por lo que hemos instrumentado la variable Q en las estimaciones. La estimación por variables instrumentales (VI) se realiza por el método generalizado de momentos, el cual explota las restricciones de ortogonalidad entre las variables y el *shock* aleatorio y emplea como instrumentos los desfases de Q (Arellano y Bond, 1991).

La posible existencia de costes de ajuste específicos de cada empresa se contrasta parcialmente incluyendo variables cualitativas (*dummies*) sectoriales⁹. También se incluyen variables cualitativas temporales, a fin de captar fenómenos macroeconómicos que afecten a todas las empresas. En la mayoría de los casos estimamos la relación entre inversión y Q en niveles, lo que sólo es correcto en ausencia de correlación entre Q y posibles efectos individuales no observables. No obstante, presentamos igualmente algunas estimaciones en primeras diferencias, que no estarían sujetas a este problema.

4.1. Especificación básica

La columna [1] del cuadro II muestra la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) donde Q es significativa. El coeficiente estimado apenas varía al instrumentar Q (en la columna [2]), lo que sugiere que los errores de medida no son muy importantes. Dado que no contamos con una medición de Q auténticamente contemporánea de la inversión, probamos también con Q al final del año (« Q adelantada»), que debería incorporar cambios en otras variables relevantes durante el año, además de ser claramente endógena. La columna [3] revela que el coeficiente es prácticamente idéntico al anterior.

Cabe destacar la significación conjunta de las variables cualitativas sectoriales, que implica, en el contexto del modelo, la heterogeneidad sectorial de los costes de ajuste, y cuya omisión causaría una estimación inconsistente del coeficiente de Q .

Un primer contraste del modelo consiste en introducir un desfase de

⁹ Véase la definición de los sectores en el Apéndice 1.

CUADRO II. *Estimación de la relación entre inversión y Q (especificación básica)*

Variable dependiente: Tasa de inversión					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,039 (3,77)	0,040 (3,29)		-0,021 (0,35)	
Q_{+1}			0,040 (3,87)		
Q_{-1}				0,066 (1,12)	0,043 (3,50)
m_1	1,06	1,03	1,28	1,46	1,36
m_2	0,95	1,11	0,57	1,64	1,50
σ	9,12	9,16	9,20	9,17	9,03
$W(SG)$	40,91	36,97	39,58	39,07	39,71
$W(DS)$	22,78	25,51	22,47	28,02	29,17
CS		7,86	8,35	6,40	6,60

Nota: Véanse las «Notas a los Cuadros II a VII».

$W(SG)$: χ^2 (8) = 15,5. En la columna [4]: χ^2 (9) = 16,9.

$W(DS)$: χ^2 (7) = 14,1.

CS : χ^2 (5) = 11,1. En la columna [4], χ^2 (4) = 9,49.

Notas a los cuadros II a VII

- [1] Todas las regresiones contienen variables cualitativas temporales, salvo aquéllas en primeras diferencias.
- [2] Bajo los coeficientes estimados aparecen los estadísticos t .
- [3] Los $W(-)$ son contrastes distribuidos como una χ^2 con los grados de libertad y valores críticos al 95 por ciento de confianza que aparecen a su lado: $W(SG)$ = significación global de la regresión. $W(DS)$ = significación de las variables cualitativas sectoriales.
- [4] CS es el contraste de Sargan de las restricciones de sobreidentificación.
- [5] m_1 y m_2 son los estadísticos de correlación de primer y segundo orden de los residuos; σ es el error estándar de la regresión, en porcentaje.
- [6] Instrumentos empleados en todas las regresiones en niveles: constante, variables cualitativas sectoriales y temporales, y Q desfasada. En todas las regresiones menos las del cuadro II se usa también AF/K desfasada (en la columna [6] del cuadro III, BR/K desfasada). En la columna [5] del cuadro III se usa además Y/K desfasada. En las regresiones en diferencias se usan sólo una constante y los desfases de los regresores.

Q como regresor, el cual no debería ayudar a explicar la inversión aun en presencia de Q contemporánea. El efecto, mostrado en la columna [4], es que ninguna de ellas es significativa. Esto probablemente se deba a un problema de multicolinealidad, pues el coeficiente de autocorrelación de primer orden de Q es igual a 0,86. En todo caso, cuando Q desfasada se incluye sola (columna [5]), su coeficiente es muy similar a los estimados anteriormente. La obtención de un coeficiente significativo para Q desfasada es un resultado empírico habitual, pero inconsistente con la versión básica de la teoría ¹⁰.

Un segundo contraste del modelo consiste en incluir en la regresión otras variables además de Q . Elegimos una variable que pretende medir las restricciones de liquidez a que puede estar sometida la empresa, el nivel de *cash-flow* o autofinanciación (AF) de la empresa, reescalada por el *stock* de capital (al inicio del período). La idea que subyace a esta elección es que diversas fuentes de financiación originan costes distintos. Ello puede deberse a la existencia de asimetría en la información disponible para los gerentes de la empresa, por un lado, y para los potenciales acreedores de la misma, por otro; a los costes de transacción causados por una emisión de acciones o de bonos; a la necesidad de elaborar (con coste) información para proporcionarla a potenciales acreedores, etc. En general se supone que la financiación propia es la de menor coste y, por tanto, la preferida por las empresas. El *cash-flow* se usa, así, como una medición imperfecta o *proxy* del volumen de recursos internos de los que puede disponer la empresa para financiar su inversión y ha de considerarse como una medida poco refinada de la presencia de restricciones de liquidez.

En cualquier caso, como se aprecia en la columna [1] del cuadro III, la tasa de autofinanciación es muy significativa, mientras que se reducen el coeficiente y la significación de Q . Toda la información contenida en la autofinanciación desfasada habría de estar incorporada en la Q contemporánea, luego la primera variable claramente no debería ser significativa una vez incluida la segunda en la regresión. Las estimaciones de la columna [2] revelan, sin embargo, el incumplimiento de la versión más simple del modelo ¹¹. Tal resultado se verifica igualmente al incluir Q adelantada como regresor (columna [3]), pues ambas variables son significativas ¹².

¹⁰ Fischer (1983) justifica la presencia de Q desfasada en un modelo con costes de ajuste que dependen de la inversión corriente y la desfasada.

¹¹ En la regresión que incluye tanto la autofinanciación contemporánea como la desfasada, la segunda no es significativa.

¹² Al incluir Q adelantada y Q contemporánea, la segunda no es significativa. Si incluimos, en presencia de Q adelantada únicamente, la autofinanciación contemporánea y la desfasada, la segunda no es significativa.

CUADRO III. *Contrastes del modelo de la Q (especificación básica)*

Variable dependiente: Tasa de inversión						
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Q	0,021 (1,85)	0,028 (2,43)			0,035 (3,19)	0,025 (2,07)
$e+i$			0,021 (2,58)			
$G-i$				0,023 (2,29)		
$(AFIK)$	0,350 (2,89)		0,322 (2,57)	0,425 (3,85)	0,363 (2,73)	
$(AFIKU)$		0,201 (2,50)				
$(BRIK)_{-X}$						0,200 (2,84)
(YIK)					-0,001 (0,24)	
mi	0,36	0,40	0,48	0,29	0,81	0,44
$n\%2$	0,52	0,85	0,27	0,54	0,81	0,89
o	8,91	9,02	8,93	8,81	9,19	9,02
$W(SG)$	49,73	47,63	50,76	50,71	55,29	50,92
$W(DS)$	24,96	26,68	23,68	25,15	22,18	28,38
CS	15,83	15,86	12,97	15,38	20,89	15,37 ■

Nota Véanse las «Notas a los cuadros II a VI».

$W(SG)$ $\chi^2(9) = 16,9$. En la columna [5], $\chi^2(10) = 18,3$.

$W(DS)$ $\chi^2(7) = 1$.

CS $\chi^2(10) = 18,3$. En la columna [5], $\chi^2(15) = 25$.

$AFIK$ es la tasa de autofinanciación, $BRIK$ la tasa de beneficios retenidos e YIK las ventas divididas por el *stock* de capital.

En la columna [4] presentamos la estimación obtenida tras una búsqueda de especificación que ignora el modelo teórico y persigue únicamente minimizar el error estándar de la regresión. En ella aparecen la Q desfasada y la autofinanciación corriente como variables más significativas, lo que podría deberse a que, si bien la inversión responde a la valoración de mercado del capital, existen grandes retrasos en la puesta en marcha de la inversión, siendo la disponibilidad de fondos propios el determinante de la posibilidad de realizar aquella. No obstante, si las empresas saben que existen tales retrasos, la variable relevante para la inversión no es la Q desfasada sino la expectativa de la Q corriente, de forma que aquella sólo aparecería como predictor de ésta ¹³.

¹³Abel y Blanchard (1986) recalcan esta idea, pero no presentan un modelo que incorpore estos elementos.

Una razón distinta para el incumplimiento del modelo podría ser que las empresas operasen en un medio de competencia imperfecta. Schian-tarelli y Georgoutsos (1990) formulan y estiman un modelo de Q bajo competencia monopolística. En él aparecen como regresores, además de Q contemporánea y adelantada, la inversión adelantada, el nivel de deuda de la empresa y las ventas (producción). Dado el reducido volumen de datos con que contamos, no intentamos contrastar la validez de un modelo de estas características. De todas formas, hemos incluido como regresor las ventas de la empresa, reescaladas por el capital al inicio del período, de nuevo como un contraste de la especificación del modelo. El resultado, mostrado en la columna [5] del cuadro III, es sorprendente. Una vez se ha incluido la autofinanciación, el poder explicativo adicional de las ventas es nulo. Este resultado se repite en todas las especificaciones econométricas alternativas, por lo que en adelante no presentamos ninguna estimación que incluya las ventas como regresor.

Es posible que la variable de ventas contenga un error de medida importante, debido a las distorsiones contables producidas por la introducción del impuesto sobre el valor añadido (véase el Apéndice 1). No obstante, dado que las ventas sí son significativas cuando se incluye Q pero no se incluye la autofinanciación como regresor, el resultado anterior puede interpretarse como evidencia de que la autofinanciación capta adecuadamente las restricciones de liquidez que pueda sufrir la empresa, de forma que, una vez incluida, las ventas no proporcionan información adicional.

Las estimaciones en niveles presentadas hasta ahora serían inconsistentes en presencia de efectos fijos inobservables correlacionados con Q . Para evaluar la importancia de este problema estimamos también en primeras diferencias, transformación que elimina el posible sesgo producido por dichos efectos siempre que éstos sean invariantes en el tiempo. La transformación del modelo a primeras diferencias genera una estructura de media móvil en el ruido, suponiendo que éste no esté autocorrelacionado en niveles. Ello exige la utilización de variables instrumentales para obtener un estimador consistente. Dada la poca variabilidad de los coeficientes estimados con respecto a la fecha de Q (desfasada, contemporánea o adelantada), estimamos en diferencias con Q adelantada, lo que nos permite emplear tres cortes transversales.

La columna [1] del cuadro IV contiene la estimación en primeras diferencias. Los coeficientes son similares —aunque algo mayores— a los obtenidos en niveles, si bien las variables no son significativas. La estimación se realiza con una constante, que es significativa, lo que supone la existencia de una tendencia en niveles. Por otra parte, el *test* de Sargan rechaza la validez de los instrumentos. La columna [2] presenta los resultados empleando como instrumentos las variables desfasadas un solo período, que en principio no conforman un conjunto válido. Curio-

CUADRO IV. Estimación en primeras diferencias (especificación básica) Variable dependiente: Primeras diferencias de la tasa de inversión

	[i]	[2]	P]
e_{+1}	0,037 (1,41)	0,038 (1,75)	0,080 (2,23)
$A(AFIK)$	0,372 (1,49)	0,291 (2,13)	
$A(BR/K)$			0,509 (2,08)
m_x	-3,42	-3,41	-2,93
m_2	-1,27	-1,29	-1,25
a	8,82	8,81	9,05
$W(SG)$	3,49	7,91	7,34
CS	20,78	22,21	16,18

Nota: Véanse las «Notas a los Cuadros II a VII».

$W(SG)$: $\chi^2(2) = 5,99$.

CS : Columna [1], $\chi^2(10) = 18,3$ - Columnas [2] y [3], $\chi^2(16) = 26,3$.

sámente, ahora el estadístico no rechaza la validez del conjunto de instrumentos y las variables pasan a ser significativas. Los parámetros estimados son muy parecidos, especialmente el de Q . La escasa significación global de la regresión implica, en todo caso, que hay que tomar con ciertas reservas esta estimación. Por ello, en lo que sigue nos centramos en la especificación en niveles, que es la que consideramos más correcta. Sin embargo, es necesario comentar las posibles causas de la disparidad de las estimaciones.

Si el modelo de la Q es correcto, su coeficiente en las estimaciones en niveles y en primeras diferencias ha de ser idéntico, siempre que Q esté medida sin error y no existan efectos específicos de empresa correlacionados con Q . Si no se da la segunda condición, ambos estimadores diferirán, pues sólo el segundo eliminará los efectos individuales del término de error. Por otra parte, si Q incorpora errores de medida (y éstos no están correlacionados), el estimador en diferencias estará más próximo a cero que el estimador de niveles ¹⁴. Estimadores derivados de diferentes transformaciones de los datos inducen diferentes sesgos, lo que permite —como demuestran Griliches y Hausman (1986)— recuperar el valor central del parámetro de interés. Sin embargo, dado que sólo disponemos de tres cortes transversales para un reducido número de em-

¹⁴ La razón es que el sesgo ocasionado por el error de medida depende del cociente entre las varianzas de dicho error y del regresor, y en el caso del estimador en diferencias este cociente aumenta.

presas, no podemos adoptar la estrategia de estimar utilizando la transformación en diferencias de orden mayor que uno. Ello limita nuestro análisis de los posibles sesgos a los estimadores en niveles y primeras diferencias.

El coeficiente de Q en la regresión en diferencias es mayor que en niveles ¹⁵, al contrario de lo que cabría esperar si la variable Q estuviese medida con error. Ello confirma lo indicado acerca de la reducida diferencia entre los estimadores por MCO y VI, y supone un indicio favorable a la existencia de efectos fijos específicos de empresa no observables. En tal caso, el menor valor del estimador en niveles sugiere una correlación negativa entre el efecto individual, y_i , y la variable Q_{it} . La razón es la siguiente: al aumentar Q_{it} la inversión debe incrementarse; pero si y_i es menor —es decir, los costes de ajuste son mayores—, la respuesta a los aumentos de Q_{it} , será menor o, lo que es lo mismo, el $\hat{\beta}_i$ estimado será menor.

4.2. Análisis de sensibilidad

En este epígrafe presentamos brevemente los resultados de diversas variantes orientadas a comprobar la sensibilidad de las estimaciones de la especificación básica, modificando la medición de la variable de auto-financiación, del *stock* de capital y de la propia Q , así como el tamaño de la muestra.

En primer lugar modificamos la definición de la variable de restricciones de liquidez. La variable alternativa, que denominamos «beneficios retenidos» (BR), se construye sustrayendo de la autofinanciación los impuestos sobre beneficios y los dividendos. Estas son dos aplicaciones de los fondos generados por la empresa, por lo que éstos no pueden dedicarse a financiar inversiones. Sin embargo, puede también argumentarse que la empresa tiene formas de afectar tanto a su desembolso fiscal (a través, por ejemplo, de las amortizaciones y otras deducciones) como a su pago de dividendos, por lo que AF incorporaría más genuinamente que BR el grado de restricción exógena de fondos propios sufrido por la empresa.

La estimación proporciona, en la columna [6] del cuadro III, unos resultados muy similares a los obtenidos con AF, y en particular, que BR desfasada es significativa, si bien su inclusión causa una ligera reducción del coeficiente estimado de Q y de su estadístico t . Por otra parte, la estimación en diferencias (columna [3] del cuadro IV) arroja valores muy superiores de los coeficientes, lo que parece indicar que el

¹⁵Hoshi y Kashyap (1989) obtienen el mismo resultado en su estimación con datos de Japón.

problema de correlación de los efectos fijos no observados con Q es más grave al emplear BR que AF.

En segundo lugar variamos la medición del *stock* de capital. La legislación española permitió en 1983 una revalorización contable, sin coste fiscal, de los activos de las empresas. Por ello, en el cálculo del valor de mercado del capital empleado hasta ahora hemos tomado los valores contables de dicho año como valores de mercado. Sin embargo, es sabido que esta revalorización fue insuficiente, por lo que esta medida del *stock* de capital estaría infravalorada. Por ello hemos realizado un cálculo alternativo del valor de mercado del capital teniendo en cuenta la evolución de los precios de estos bienes y su edad (véase el Apéndice 1). La estimación econométrica con esta medida alternativa está en el cuadro V.

En este caso, el coeficiente de Q es más elevado¹⁶ y más significativo, tanto cuando sólo aparece Q como cuando se incluye la autofinanciación (columnas [1] y [2]). Además, la Q de inicio de período parece incorporar ahora toda la información sobre la autofinanciación desfasa-

CUADRO V. *Estimación con una medida alternativa del stock de capital*

Variable dependiente: Tasa de inversión					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Q	0,051 (3,89)	-0,164 (1,16)	0,046 (3,42)		
Q_{+1}				0,032 (3,58)	0,150 (2,97)
Q_{-1}		0,238 (1,57)			
(AF/K)				0,319 (2,20)	1,041 (2,91)
$(AF/K)_{-1}$			0,177 (1,47)		
m_1	0,83	1,25	0,40	0,56	-2,72
m_2	0,96	1,78	0,76	0,31	-1,23
σ	9,14	10,21	9,04	8,90	9,45
$W(SG)$	38,82	35,51	43,86	50,68	11,35
$W(DS)$	27,61	22,51	26,87	25,48	
CS	6,31	3,36	6,86	14,55	14,98

Nota Véanse las «Notas a los cuadros II a VII».

$W(SG)$ χ^2 (9) = 16,9. $W(DS)$ χ^2 (7) = 14,1- CS χ^2 (10) = 18,3.

Debido a que esta medida alternativa induce un valor de Q menor.

da, pues esta última deja de ser significativa (columna [3]). La comparación de las especificaciones con Q adelantada en niveles y diferencias (columnas [4] y [5]) revela de nuevo valores mucho más elevados en la segunda, destacando el valor ligeramente superior a la unidad del coeficiente de la autofinanciación.

Nuestra tercera estimación alternativa se relaciona con el conjunto de información que manejan los inversores en Bolsa. Debido a que su naturaleza es cuando menos discutible, en la construcción de Q hemos considerado algunas de las reservas contables como deuda. Una postura alternativa es considerarlas parte del capital, y por lo tanto ignorarlas, pues deberían estar entonces contenidas en el valor bursátil de la empresa.

El contraste consiste en construir una medida alternativa de Q en la que se excluyan algunas de las reservas que posiblemente el mercado debería incluir en el valor de la empresa (véase el Apéndice 1) y estimar su relación con la tasa de inversión. Una caída en la significación de Q tras esta redefinición puede interpretarse —como indicio más que como un contraste riguroso— en sentido desfavorable para la hipótesis de eficiencia informacional del mercado, con la hipótesis mantenida de que el modelo de la Q es correcto. El cuadro VI muestra las estimaciones. El principal resultado es que, salvo en el caso de la Q adelantada, Q deja de ser significativa. En segundo lugar, la estimación en diferencias vuelve a mostrar coeficientes mucho más elevados.

CUADRO VI. *Estimación con una medida alternativa de Q*

Variable dependiente: Tasa de inversión					
	[1]	[2]	[3]	W	[5]
Q	0,027 (1,97)	0,017 (1,39)	0,022 (1,64)		
G_{+i}				0,022 (2,71)	0,190 (3,27)
(AF/K)		0,38 (3,28)		0,346 (3,01)	1,063 (3,94)
(AF/KU)			0,228 (2,78)		
mi	1,43	0,42	0,47	0,47	-2,32
mi	1,25	0,43	0,84	0,24	-1,39
a	9,30	9,00	9,00	8,94	10,04
$W(SG)$	28,71	44,45	38,53	46,64	18,65
$W(DS)$	23,20	21,04	21,83	23,39	
CS	9,61	16,18	16,48	11,34	11,70

Nota Véanse las «Notas a los cuadros II a VII».

$W(SG)$ $\chi^2(9) = 16,9$. $W(DS)$ $\chi^2(7) = 14,1$. CS : $\chi^2(10) = 18,3$.

CUADRO VII. *Estimación con la muestra de 82 empresas*

Variable dependiente: Tasa de inversión

	[1]	P]	[3]	[4]	[5]
Q	0,015 (2,08)	0,004 (0,49)	0,013 (2,24)		
e_i				0,013 (2,28)	-0,050 (1,78)
(AF/K)		0,420 (3,18)		0,253 (2,11)	0,176 (1,14)
(AF/KU)			0,187 (2,53)		
w_j	0,36	0,14	0,04	0,05	-3,05
m_i	0,59	0,32	0,50	0,44	-1,32
a	10,70	10,50	10,70	10,40	10,10
$W(SG)$	39,17	46,56	52,87	54,75	3,36
$W(DS)$	23,46	19,08	25,70	20,27	
CS	3,52	12,92	16,50	13,92	23,00

Nota Véanse las «Notas a los cuadros II a VII». $W(SG)$ χ^2 (9) = 16,9. Para la columna [1], χ^2 (8) = 15,5. $W(DS)$ χ^2 (7) = 14,1. CS χ^2 (10) = 18,3.

Por último, realizamos también la estimación con la muestra de 82 empresas, es decir, incluyendo 14 empresas para las que sospechamos que los criterios elegidos en la construcción de Q no son adecuados. Los resultados, contenidos en el cuadro VII, parecen confirmar nuestra presunción. Si bien Q sigue siendo significativa (salvo cuando se incluye la autofinanciación contemporánea), el modelo tiene un poder explicativo (medido por su error estándar) sistemáticamente menor, algo que cabía esperar a la vista de la mayor dispersión de Q entre empresas. Incluso se obtiene un signo negativo (no significativo) en la regresión en primeras diferencias (columna [5]).

4.3. Comparación internacional

En el cuadro VIII presentamos una comparación con los resultados obtenidos por otros autores. Como se aprecia, la elasticidad de la inversión con respecto a Q ¹⁷ es significativamente menor que la estimada

Es decir, $[d(I/K)/dQ] Q (I/K)^{-1}$, donde Q y (I/K) son los valores medios muestrales.

para otros países. Pensamos que esto es razonable, dado el menor grado de desarrollo del mercado de valores en España^{18>19}.

Para España existe una estimación de la elasticidad de 0,05 obtenida por Giner (1993) con datos de panel de 77 empresas. La elasticidad que obtenemos es incluso menor, si bien ambas estimaciones no son estrictamente comparables, entre otras cosas porque este autor incluye las existencias en la definición del *stock* de capital.

Cabe señalar igualmente que para otros países también se produce una reducción en el coeficiente de Q cuando se añade como regresor la autofinanciación.

Por último, es interesante comparar los costes de ajuste implícitos estimados. De la ecuación (5) del modelo se desprende que éstos pueden hallarse dividiendo entre dos la inversa del coeficiente de Q estimado y multiplicándolo por el cuadrado de la diferencia de la tasa de inversión con respecto a la tasa de inversión que no comporta costes de ajuste.

CUADRO VIII. *Comparación internacional de resultados*

Autores	País	Periodo	Núm. de empresas	Método	Elasticidad estimada
Schaller (1990)	EE.UU.	1951-85	188	<i>MCG</i>	0,06
Fazzari					
<i>et al.</i> (1988)	EE.UU.	1970-84	334		
Sólo Q				<i>MCO</i>	0,06
Q y <i>cash-flow</i>				<i>VI</i>	0,03
Blundell					
<i>et al.</i> (1991)	R. Unido	1975-86	532		
Sólo Q				<i>A, VI</i>	0,09
Q y <i>cash-flow</i>				<i>A, VI</i>	0,07
Giner (1993)	España	1963-88	76	<i>IG</i>	0,05
Alonso y Bentolila	España	1985-87	68		
Sólo Q				<i>VI</i>	0,02
Q y <i>cash-flow</i>				<i>VI</i>	0,01
				■ <i>A, VI</i>	0,02

Abreviaturas:

A, Estimador en primeras diferencias; *MCO*, mínimos cuadrados ordinarios; *MCG*, mínimos cuadrados generalizados; *VI*, Variables instrumentales; *IG*, estimador intragrupos.

¹⁸ Debe señalarse que las elasticidades que se derivan de algunas de las estimaciones en diferencias presentadas anteriormente están en la línea de las obtenidas para otros países.

¹⁹ No incluimos las elasticidades calculadas en los artículos que usan datos de Japón por desconocer los valores medios muestrales de *IIK* y Q .

Supongamos, siguiendo a Giner, que esta diferencia es del 5 por ciento ²⁰. Nuestro máximo valor estimado implica unos costes de ajuste marginales del 6 por ciento, mientras en el trabajo de Giner son del 2 por ciento. Estos valores parecen mucho más razonables que los estimados para otros países, lo que se debe a que nuestro coeficiente estimado es más alto. Por ejemplo, la estimación de Hoshi y Kashyap (1989) de un coeficiente de Q igual a 0,01, que es la más alta de las obtenidas en la literatura empírica internacional con datos de panel que conocemos, supone unos costes de ajuste marginales del 11 por ciento.

5. Discusión de resultados y conclusiones

Nuestros resultados empíricos indican que la q (o bien Q) de Tobin es una variable significativa para explicar el comportamiento de la tasa de inversión de un conjunto de 68 empresas industriales españolas durante el período 1985-87. No se cumple, sin embargo, la predicción más fuerte del modelo, a saber, que Q es un estadístico suficiente para la inversión. En concreto, una variable que pretende captar las restricciones financieras sufridas por las empresas (autofinanciación o *cash-flow*) es muy significativa, y explica un porcentaje mayor de la tasa de inversión que Q .

¿Podemos interpretar este resultado como una refutación de la teoría de la Q de Tobin para el caso español? Pensamos que la respuesta es afirmativa, al menos en su versión más simple: bajo los supuestos habituales de competencia perfecta en el mercado de bienes, mercados perfectos de capitales, tecnología con rendimientos constantes a escala y costes de ajuste convexos y homogéneos de grado uno. No obstante, es necesario matizar esta conclusión, debido a los problemas que a continuación discutimos.

En primer lugar, la variable indicada por el modelo es la denominada Q marginal, mientras que nosotros hemos usado la Q media. El conjunto de supuestos necesarios para que ambas coincidan difícilmente puede darse en la realidad, lo que da pie a que variables distintas de Q ayuden a explicar la inversión. Sin embargo, el único artículo que conocemos que construye una medida aproximada de la Q marginal (Abel y Blanchard, 1986) obtiene resultados muy similares a los obtenidos con la Q media, si bien con datos agregados.

En segundo lugar, el cálculo de la Q media exige estimar valores de mercado a partir de valores contables, lo que implica criterios de valoración inevitablemente arbitrarios. Por ello, hemos presentado algunos análisis de sensibilidad, cambiando la variable de *cash-flow*, la medida

Es decir, que el coste de ajuste es igual a: $(1/2)/3 (0,05)^2$.

del *stock* de capital, la medida de Q y la muestra de empresas. Estos ejercicios revelan que los principales resultados cualitativos de nuestra estimación preferida se mantienen, si bien los coeficientes estimados varían.

En tercer lugar, contamos con datos sobre cuatro tipos de bienes de capital y hemos aplicado distintos índices de precios y tasas de amortización para cada uno. Sin embargo, hemos calculado el *stock* de capital como la suma simple de los niveles de dichos tipos de bienes. La teoría de la inversión con varios tipos de capital demuestra (Wildasin, 1984) que la validez de esta aproximación depende de un supuesto muy fuerte: la separabilidad de los costes de ajuste para los distintos bienes. En ausencia de este supuesto, la tasa de inversión debe medirse por la tasa de variación de un índice agregado de los *stocks* de los distintos bienes de capital. No obstante, la puesta en práctica de este método para una muestra de empresas japonesas, en Hayashi e Inoue (1991), no genera resultados muy distintos de los obtenidos con el procedimiento habitual.

En cuarto lugar, en nuestra medida del valor de mercado de la empresa se emplea la valoración bursátil de un solo día —el de cierre del ejercicio—, que podría contener un nivel elevado de «ruido». No creemos, a pesar de ello, que una medida de Q con una valoración bursátil media pudiera alterar nuestros resultados de forma radical, pues otros autores que han puesto en práctica este procedimiento han obtenido para otros países resultados similares a los nuestros.

Por último, las estimaciones en que empleamos la Q de final del año 1987 (es decir, en las que usamos Q adelantada) pueden estar distorsionadas por el *crash* de la Bolsa de octubre de dicho año. La teoría no especifica qué comportamiento deben seguir las empresas si piensan que la cotización bursátil se aleja de lo justificado por las «variables fundamentales» (por ejemplo, debido a la presencia de «burbujas»). Si deciden ignorar aquélla en favor de estas últimas esperaríamos que se redujese el coeficiente de Q en periodos de alzas «injustificadas» de la Bolsa (Hoshi y Kashyap, 1989, obtienen resultados en este sentido para Japón). En nuestro caso, sin embargo, no se detectan grandes diferencias entre los parámetros estimados con Q de inicio y de final de periodo.

Ciertamente no hemos intentado contrastar si en las valoraciones bursátiles hay «burbujas», pero pensamos que el escaso poder explicativo de Q se debe no tanto a esto sino esencialmente al escaso desarrollo del mercado bursátil español, que hace pensar que en él no se emplea eficientemente toda la información relevante. Para contrastar esta conjetura hemos realizado estimaciones con una medición alternativa de Q , que excluye algunas partidas de reservas contables que posiblemente deberían estar incorporadas por los inversores en su medida del valor de la empresa. Esta medición de Q no es significativa en la regresión, lo que puede considerarse como un resultado desfavorable a la hipótesis de

eficiencia del mercado (conjuntamente con las hipótesis del modelo de la Q). Obviamente, un contraste riguroso de dicha hipótesis requeriría un modelo y una metodología muy distintos a los aquí empleados, pero consideramos que nuestros resultados son sugerentes, por concordar con los de Rubio (1990), quien halla evidencia de sobrerreacción en las Bolsas españolas, en contradicción con la hipótesis de eficiencia informacional del mercado.

En resumen, pensamos que las principales aportaciones de este trabajo son tres. En primer lugar, hallamos que el ratio Q es parcialmente significativo para explicar la inversión en capital fijo de las empresas industriales españolas, lo que confirma los resultados previos de otros autores (Espitia, 1985, y Giner, 1993). Sin embargo, su significación es pequeña, y la elasticidad de la inversión ante variaciones de la valoración bursátil de la empresa es también reducida. Esta última es significativamente menor que la hallada para otros países (véase el cuadro VIH), lo que es coherente con el menor grado de desarrollo de los mercados financieros en España.

Nuestra segunda aportación es haber encontrado que la versión más simple del modelo de la Q de Tobin es rechazada, debido a la significación de variables financieras. Este último aspecto confirma para España los resultados obtenidos para otros países (como los de Blundell *et al.*, 1992, para el Reino Unido, o los de Fazzari *et al.* para los Estados Unidos) así como los obtenidos anteriormente por otros investigadores para el caso español, con modelos de tipo neoclásico, como los ya citados de Mato (1988, 1989) o de Hernando y Valles (1991).

El creciente conjunto de artículos que encuentra sistemáticamente que las variables financieras tienen una gran importancia en las decisiones de inversión en capital fijo de las empresas sugiere —aun en ausencia de un marco teórico más estructurado— que las empresas españolas se enfrentan a restricciones de liquidez efectivas. Ello hace pensar que existen imperfecciones en los mercados financieros que restringen las decisiones de carácter real de las empresas. De nuevo, es plausible que estas restricciones tengan un carácter más vinculante en un país, como España, con mercados financieros insuficientemente desarrollados.

El último resultado es que, a diferencia de lo hallado para otros países, no hemos encontrado ningún poder explicativo adicional en las ventas de la empresa, una vez incluidas Q y la autofinanciación. En principio, este resultado habría de interpretarse como indicativo de la cercanía de los mercados industriales españoles a la competencia perfecta. Sin embargo, somos reacios a esta interpretación por dos motivos. El primero se deriva de los posibles problemas de medición de la variable de ventas empleada (causados por la introducción del IVA en 1986). El segundo surge por no haber estimado estrictamente una ecuación derivada de un modelo de la Q con competencia imperfecta (por ejem-

pío, el de Schiantarelli y Georgoutsos, 1990), pues este tipo de ecuación de inversión contiene no sólo las ventas sino también otras variables. Este es uno de los aspectos que requieren una investigación ulterior.

Finalmente, creemos que las principales limitaciones de nuestro análisis provienen del reducido número de cortes transversales y de empresas con que contamos. El primero mediatiza nuestros resultados en la medida en que el valor de los parámetros estimados puede depender fuertemente de las perturbaciones agregadas ocurridas durante el período muestral ²¹. La importancia de este problema sólo puede reducirse si se dispone de un período muestral largo, que permita recoger adecuadamente el efecto de las perturbaciones macroeconómicas. Por otro lado, el reducido número de empresas, así como las características de éstas, hacen que nuestra muestra no sea representativa de la mayoría de las empresas industriales españolas, que en general no disfrutan del acceso al mercado bursátil como fuente de captación de recursos. Ambos aspectos sólo podrán ser subsanados con el paso del tiempo.

²¹ Como demuestra Deaton (1992, cap. 5) para, las estimaciones de condiciones de primer orden en la teoría del consumo.

Apéndice 1: EXPLICACIÓN DEL CÁLCULO DE q y Q

Este apéndice describe el proceso de cálculo del ratio q de Tobin para una muestra de 82 empresas españolas que cotizan en Bolsa y están recogidas en la Central de Balances del Banco de España de 1983 a 1987.

Se define la q media fiscalmente corregida como ²²:

$$q_i = (V_i - \tau_i A_i) / \sum_{j=1}^4 (1 - h_i - \tau_i z_j) P_{kj} K_j,$$

donde V es el valor de mercado de la empresa, es decir, la suma de la deuda neta más el capital social menos los terrenos y las existencias, todos medidos en valores de mercado, r , h , z , K y P_k se han definido en el texto. El superíndice $/$ denota los tipos de bienes de capital. En adelante emplearemos la notación KM para el valor de mercado del capital, es decir, el equivalente de $P_k K$.

La variable empleada en las regresiones es una transformación de q , que la normaliza y la expresa en términos de los precios de producción de la empresa, P , es decir:

$$Q_i = (q_i - 1) \left[\sum_{j=1}^4 (1 - h_i - \tau_i z_j) \omega_j P_{kj} \right] / \left[(1 - \tau_i) P_i \right],$$

donde los w_j ponderaciones cuya construcción se explica más adelante.

A continuación describimos los criterios empleados para la construcción de Q . Antes de ello es necesario aclarar un tema relacionado con

En este apéndice omitimos, por sencillez, el subíndice i de empresa.

la valoración a precios de mercado de los bienes de capital. Inicialmente contábamos con datos desde 1982. Sin embargo, en 1983 tuvo lugar una regularización de balances a la que, según Martín y Moreno (1991), se acogió la mayoría de las empresas. Por tanto, el criterio habitual de revaluar a precios de mercado el valor contable en 1982 daría lugar a problemas de valoración en los años sucesivos si las empresas ya han procedido a revaluar sus activos. Por ello, como criterio preferido, tomamos el valor contable en 1983 como valor de mercado, aplicando la revalorización procedente en los años sucesivos. Alternativamente, también hemos estimado los valores de mercado de los activos de capital suponiendo que en 1983 no hubo regularización, como se explica más abajo.

1. Valor de mercado de las acciones

Es el capital social nominal multiplicado por la cotización bursátil en la última sesión del año anterior. (Fuente: Boletines Oficiales de las Bolsas de Madrid, Barcelona y Bilbao, y *Agenda Financiera* del Banco de Bilbao.)

2. Deuda neta

Es la diferencia entre la deuda bruta y los activos financieros. La deuda bruta es la contraída a cualquier plazo. También se incluyen las reservas, salvo la prima de emisión de acciones y el remanente, que se consideran en todo caso equivalentes al capital, y por tanto se ignoran. En el texto se menciona una medida alternativa de Q : en ella se detrae un conjunto adicional de reservas, en concreto, las plusvalías por revalorización de activos y «Otras reservas». La estructura del balance puede examinarse en el Apéndice 2.

Empezando con la deuda bruta, su valor contable difiere de su valor de mercado: la deuda contraída a tipos de interés históricos tendrá en general un valor distinto dados los tipos actuales (por ejemplo, el valor de mercado de la deuda es inferior al valor contable si los tipos de interés han subido desde que ésta se contrajo).

Para hallar el valor de mercado de la deuda, inicialmente se pensó en separarla en dos categorías, con y sin coste financiero, tomando como valor de mercado de la deuda sin coste financiero su valor contable y calculando el valor de mercado de la deuda con coste financiero capitalizando los gastos financieros a un tipo de interés de mercado (procedimiento seguido por Hoshi y Kahyap, 1989, y por Hernando y Valles,

1991). Sin embargo, la elevada proporción de los gastos financieros con respecto al valor de la supuesta deuda con coste hace sospechar una separación incorrecta, es decir, que en la deuda sin coste hay incluidas partidas que en la práctica ocasionan gastos financieros.

Por tanto, hemos preferido separar la deuda según su grado de exigibilidad: para la deuda a corto plazo aceptamos como valor de mercado su valor contable, mientras que para calcular el valor de mercado de la deuda a largo plazo aplicamos el procedimiento explicado más arriba. Así, el valor de mercado de la deuda, D , se calcula de la siguiente manera:

$$D = DCCP + \mu DCML,$$

donde $DCCP$ es el valor contable de la deuda a corto plazo, $DCML$ el de la deuda a medio y largo plazo y μ un factor de revalorización igual al valor de mercado calculado de la deuda (gastos financieros dividido por el tipo de interés de las obligaciones eléctricas) dividido por el valor contable de la deuda total.

Para los activos financieros empleamos el mismo método, incluyendo en los activos a corto plazo el epígrafe «Cuentas financieras» y las acciones y participaciones recogidas en el de «Inmovilizado Financiero», mientras que consideramos el resto de partidas de este último epígrafe (véase el Apéndice 2) como activos a largo plazo. El tipo de interés empleado es el de la deuda pública. Finalmente, para el inmovilizado inmaterial asignamos como valor de mercado su valor contable.

3. Existencias

El valor contable de las existencias puede diferir sensiblemente de su valor de mercado. Esto es especialmente cierto, en presencia de inflación, si la empresa aplica el método LIFO (*last in-first out*), es decir, lo que se vende se valora al último precio de compra.

Desgraciadamente, el cuestionario de la CBBE no contiene información acerca de los métodos de valoración aplicados por las empresas. La evidencia informal indica que el procedimiento del precio medio ponderado es el más habitual, por lo que lo hemos adoptado. En su aplicación seguimos a Lindenberg y Ross (1981), quienes sugieren contabilizar las existencias en cada período al precio medio del período anterior y el actual, es decir, que el valor de mercado de las existencias en t es igual a:

donde XC y P_x son, respectivamente, el valor contable y el precio de las existencias.

4. Terrenos y bienes naturales

La valoración a precios de mercado de los terrenos suscita el problema de que es difícil calcular su edad media en el balance. En el caso de otros activos del inmovilizado material ésta puede aproximarse utilizando la información sobre amortización acumulada y dotación anual a la amortización, pero para los terrenos no existe una información, pues se consideran bienes no depreciables. La solución que adoptamos es suponer que la edad media de los edificios —que son los activos amortizables de vida más larga— es la misma que la de los terrenos.

Disponer de esta edad media permite transformar el valor contable del primer ejercicio (1982) en valor de mercado utilizando un deflactor adecuado²³. A partir de aquí, puede actualizarse el valor de mercado de los terrenos de la forma siguiente:

$$TM_t = (P_T / P_{T, t-1}) TM_{t-1} + \Delta TC_t$$

donde P_T es el precio de los terrenos (precio de la vivienda. Fuente: INE, índice de precios al consumo —epígrafe de vivienda—) y $ATC_t = TC_{t,i}$ — TC_t —, siendo TC el valor contable bruto de los terrenos. El valor de mercado inicial es:

$$TM_{1982} = (P_{T, 1982} / P_{T, 1982-EM}) TC_{1982}$$

5. Stock de capital e inversión

La CBBE proporciona un desglose del inmovilizado material en cuatro categorías contables:

- 1." Edificios y otras construcciones.
- 2.^a Instalaciones complejas especializadas.

²³ Desgraciadamente, no existen índices de precios del suelo, lo que nos obliga a utilizar una aproximación: los Índices de precios de los edificios.

- 3.^a Maquinaria, instalaciones y otro inmovilizado material. 4.^a Elementos de transporte.

Para calcular el valor de mercado de estos bienes utilizamos un método de revaluación recursivo tipo LIFO, teniendo en cuenta la depreciación²⁴. Para ello es necesario disponer de un valor de mercado para el primer ejercicio de la muestra, lo que a su vez exige una estimación de la edad media del *stock* de capital.

La edad media del *stock* de capital en el primer ejercicio de la muestra puede aproximarse por:

$$EM^j = AA_{1982}^j / DA_{1982}^j,$$

donde *AA* es la amortización acumulada y *DA* la dotación anual de amortización.

La partida contable de dotación anual de amortización presenta una evolución muy errática y algunas empresas dotan amortizaciones excesivamente bajas en algunos ejercicios. Esto se debe, probablemente, al carácter fiscalmente deducible de esta partida, que sólo puede aprovecharse si los recursos generados por la empresa son suficientemente elevados. Por ello, hemos optado por calcular, para cada tipo de activo, su edad media agregada según el desglose a dos dígitos de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE)²⁵, eliminando previamente valores atípicos.

El valor de mercado en el primer año se calcula así:

$$KM_{1982}^j = (P_{k, 1982}^j / P_{k, 1982-EM^j}^j) KC_{1982}^j (1 - \delta^j)^{EM^j} \quad (j = 1, \dots, 4),$$

donde *KC* es el valor contable y δ la tasa de depreciación económica. Como se comentó más arriba, la alternativa preferida ha sido adoptar como valor de mercado el valor contable en 1983.

Las tasas de depreciación económica para los activos comerciables internacionalmente (categorías 3.^a y 4.^a) se calculan a partir de las estimadas por Hulten y Wykoff (1981) para los Estados Unidos. Empleamos también la tasa de depreciación que dan estos autores para los edificios (categoría 1.^a), bajo un supuesto de tecnología similar. Dado que estos autores presentan las tasas de depreciación económica de la maquinaria a nivel desagregado, obtenemos la tasa de depreciación de ésta como media ponderada, siendo los pesos los consumos intermedios de maquinaria realizados por cada sector. Las ponderaciones se obtienen a partir

²⁴ Martín y Moreno (1991) presentan una interesante discusión de cálculos alternativos del valor de mercado del capital real con datos desagregados.

²⁵ Salvo los grupos 151 y 152, que se han mantenido separados por su heterogeneidad.

de las tablas *input-output* de la economía española para 1980, que se emplean asimismo para elaborar los índices de precios de la maquinaria a partir de los índices de precios industriales desagregados.

Finalmente, las instalaciones complejas especializadas (categoría 2.^a) son combinaciones de varios tipos de bienes de capital que se constituyen como un todo a efectos contables. Por su naturaleza es razonable pensar que se componen esencialmente de maquinaria y edificios. De hecho, se observa que su tasa de depreciación contable se encuentra siempre entre las tasas de depreciación económica de estos dos tipos de bienes. Por ello, hemos estimado la tasa de depreciación económica a partir de la contable, suponiendo un método de amortización lineal, es decir:

$$\delta^i = (1/6) \sum_{t=1982}^{1987} (DA_t^i / KC_t^i).$$

De nuevo, este procedimiento de cálculo se ha aplicado por grupos de CNAE a dos dígitos, en vez de empresa por empresa.

A partir del segundo ejercicio (1983) es posible actualizar el valor de mercado del *stock* de capital mediante la expresión:

$$KM_t^i = [KM_{t-1}^i (P_{t,t}^i / P_{t,t-1}^i) + IB_t^i] (1 - \delta^i),$$

que supone que la depreciación se produce al final del ejercicio y la inversión bruta nominal, IB , se realiza al inicio.

En cuanto a la inversión, no se dispone de datos de ventas y adquisiciones de inmovilizado material, por lo que la aproximamos mediante la variación del valor contable del capital:

$$IB_t^i = KC_t^i - KC_{t-1}^i + DA_t^i.$$

El concepto contable que usamos para medir la inversión corresponde al teórico de inversión bruta. No obstante, hay algunas empresas con valores negativos de la inversión, por haber retirado definitivamente bienes de capital del balance. Este fenómeno no es muy preocupante, pues es infrecuente: el año en que sucede más veces se da para seis empresas (siete empresas en la muestra de 82).

El procedimiento recursivo utilizado para el cálculo del valor de mercado puede producir valores de mercado negativos. Esto ocurre para algunas empresas en el caso del material de transporte. En tal caso, el valor de mercado se calcula como el valor contable correspondiente a dicho ejercicio revaluado de forma análoga al valor de mercado inicial:

$$KM_t^i = (P_{t,t}^i / P_{t,t-EM}^i) KC_t^i (1 - \delta^i)^{EM}$$

y se corrige también la inversión, para que sea coherente con el valor de mercado obtenido:

$$IB_t = [1 / (1 - \delta^I)] KM_t - KM_{t-1} (P_t / P_{t-1}).$$

6. Ajuste fiscal

- *Tipo impositivo* (T): 35 por ciento de la base imponible.
- *Deducción por inversiones* (I): 12 por ciento de la base imponible para los ejercicios 1983 y 1984, y 15 por ciento desde 1985.
- *Valor actual descontado de las deducciones por amortización*.

Según la legislación española, las empresas pueden elegir entre dos sistemas globales de amortización: lineal o degresiva. El primero consiste en la aplicación cada año de una cuota lineal constante, d , igual a la inversa de la vida fiscal, VF , del activo (período legal mínimo de amortización). Este sistema es el único permitido para los edificios ²⁶.

Para los demás activos, la amortización degresiva proporciona un flujo de deducciones mayor en valor actual que la lineal. Existen dos métodos de amortización degresiva permitidos: «suma de dígitos» y «porcentaje constante». Este último consiste en determinar la cuota anual de amortización como un porcentaje constante, A , del valor residual del activo. En este caso la cuota viene dada por (suprimimos el superíndice j por sencillez):

$$d = \begin{cases} \lambda(1 - \lambda)^{n-1} & 1 \leq n < VF \\ (1 - \lambda)^{VF-1} & n = VF, \end{cases}$$

donde $K = k/VF$ y k es igual a: (a) 1,5 si $VF < 5$, (b) 2 si $5 < VF < 8$, y (c) 2,5 si $VF \geq 8$.

Este método resulta ser más favorable que el de «suma de dígitos» dadas las vidas fiscales de los activos amortizables de la muestra, por lo que suponemos que es el aplicado por todas las empresas para su maquinaria y material de transporte.

Las fórmulas necesarias para hallar los valores actuales de las deducciones actuales y futuras por unidad de inversión realizada en el año corriente y el valor actual descontado de las deducciones por deprecia-

²⁶ Dado que la vida útil estimada de las instalaciones complejas especializadas está más cercana a la de los edificios que a la de otros activos, suponemos que también se les aplica el sistema lineal.

ción de los activos ya instalados, en los sistemas lineal y de porcentaje para los sistemas lineal y de porcentaje constante, se han tomado de González-Páramo (1991).

La tasa de descuento de la empresa, r , la aproximamos por el coste de los recursos ajenos para cada empresa, es decir, el cociente de los gastos financieros y la deuda total.

7. Cálculo de Q a partir de q

Para calcular la variable Q a partir de q , esta última se multiplica por el precio del capital y se divide por el de la producción de la empresa. El primero se halla ponderando, con pesos ω_i , los índices de precios de cada tipo de bien de capital por su proporción en el *stock* de capital nominal total de la misma. Es decir:

$$\omega_i = K_i Q_i / \sum_{j=1}^4 K_j Q_j.$$

El índice de precios de la producción se halla ponderando los índices de precios industriales correspondientes a los epígrafes de CNAE en los que produce la empresa por la proporción de aquéllos en las ventas nominales de ésta en el año 1983.

8. Autofinanciación y ventas

Las dos medidas de flujo de caja empleadas se definen de la siguiente manera:

Autofinanciación = Saldo de pérdidas y ganancias del ejercicio 4- Dotación amortizaciones + Provisiones explotación 4- Insolvencias definitivas sin dotación aplicada -I- Otras dotaciones + Beneficios diferidos.

Beneficios retenidos = Autofinanciación

— Impuesto sobre beneficios — Distribución de dividendos y otros.

Las ventas presentan el problema de que antes de 1986 (año en que se introduce el impuesto sobre el valor añadido, IVA) no conocemos el importe de los impuestos directos (impuesto sobre el tráfico de empresas, ITE) incluidos en las ventas. Por tanto, para mantener un mínimo de homogeneidad hemos empleado el total de las ventas incluidos los

impuestos. Ello da lugar a un aumento de las ventas artificialmente elevado en 1986, pues el tipo impositivo del IVA es superior al del antiguo ITE.

9. Definición de las variables cualitativas sectoriales

Sector CBBE	Sector CNAE	Número de empresas	
		68	82
3. Energía	110, 130, 151, 152	12	13
4. Agua	160	2	2
6. Siderometalurgia	220	10	11
7. Materiales de Construcción, Vidrio y Cerámica	240	0	1
8. Química	250	5	5
9. Transformación de metales	310, 320 340, 360	12	15
10. Alimentación	410, 420	6	7
11. No alimentarias	430, 470 490	11	12

Nota: En las regresiones se excluye el sector 4 (Agua).

Apéndice 2:

PARTIDAS FINANCIERAS DEL ACTIVO Y EL PASIVO

I. PASIVO

1. Deuda

A corto plazo

- Proveedores y Efectos pendientes de cobro.
- Hacienda Pública.
- Préstamos recibidos a corto plazo.
- Otras deudas a corto plazo.
- Diferencia de valoración de moneda extranjera.

A medio y largo plazo

- Obligaciones y otros.
- Préstamos a medio y largo plazo.
- Otras deudas a medio y largo plazo.
- Fianzas y depósitos recibidos.

2. Reservas

Reservas propiamente dichas

- Prima de emisión de acciones.
- Remanente.
- Plusvalía por revalorización de activo y cuenta de actualización y regularización de balances.

- Otras reservas (Capital amortizado + Reservas legales + Reservas especiales + Reservas estatutarias + Reservas voluntarias).

Previsiones, Provisiones y Subvenciones en Capital

II. ACTIVO

1. Inmovilizado

- Inmovilizado material en curso (neto).
- Inmovilizado inmaterial neto.

menos:

- Fondo de reversión (Pasivo).
- Inmovilizado financiero neto:
 - Acciones y participaciones
 - Obligaciones.
 - Préstamos.
 - Fianzas.

menos:

- Provisión por depreciación de inversiones financieras.
- Provisión para insolvencias.
- Gastos financieros diferidos.

2. Deudores.

3. Cuentas Financieras.

- Acciones.
- Obligaciones.
- Otras.

4. Situaciones transitorias de financiación.

5. Ajustes por periodificación {*menos:* los del Pasivo}.

Referencias bibliográficas

- Abel, A., y Blanchard, O. (1986): «The present value of profits and cyclical movements of investment», *Econometrica*, 54, 259-273. Arellano, M., y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD —A guide for users», mecanografiado, Institute for Fiscal Studies.
- (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Bond, S., y Meghir, C. (1991): «Alternative representations of investment models and financial regimes», mecanografiado, Institute for Fiscal Studies.
- Blundell, R.; Bond, S.; Devereux, M., y Schiantarelli, F. (1992): «Investment and Tobin's q . Evidence from company panel data», *Journal of Econometrics*, 51, 233-257. Clark, P. K. (1979): «Investment in the 1970s: theory, performance and prediction», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 73-113. Deaton, A. (1992): *Understanding consumption*, Clarendon Press. Devereux, M., y Schiantarelli, F. (1990): «Investment, financial factors and cash flow: evidence from UK panel data», en Hubbard, R. G. (ed.), *Asymmetric Information, Corporate Finance and Investment*, University of Chicago Press.
- Espitia, M. (1985): «Aplicaciones microeconómicas de la q de Tobin», Tesis doctoral inédita, Universidad de Zaragoza. Espitia, M.; Huerta, E.; Lecha, V., y Salas, V. (1989): «La eficacia de los estímulos fiscales a la inversión en España», *Moneda y Crédito*, 188, 105-165.
- Fazzari, S.; Hubbard, R., y Petersen, B. (1988): «Financing constraints and corporate investment», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 141-206.
- Fischer, S. (1983): «A note on investment and lagged q », mecanografiado, Massachusetts Institute of Technology. Giner, E. (1993): «Inversión y ratio q de Tobin: estudio empírico con datos empresariales españoles», capítulo 4 de este volumen. González-Páramo, J. M. (1991): «Imposición personal e incentivos fiscales al ahorro en España», mecanografiado, Banco de España. Griliches, Z., y Hausman, J. (1986): «Errors in variables in panel data», *Journal of Econometrics*, 31, 93-118. Hayashi, F. (1982): «Tobin's marginal q and average q : A neoclassical interpretation», *Econometrica*, 50, 1, 213-224. Hayashi, F., e Inoue, T. (1987): «Implementing the q theory of investment in micro data: Japanese manufacturing 1977-1985», mecanografiado, Universidad de Osaka.
- (1991): «The relation between firm growth and q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese firms», *Econometrica*, 59, 731-753.
- Hernando, I., y Valles, J. (1991): «Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas», Documento de trabajo 9113, Banco de España. (De próxima aparición en *Moneda y Crédito*, 195, 1992.)
- Hoshi, T., y Kashyap, A. (1989): «Evidence on q and investment for Japanese Firms», mecanografiado, Board of Governors of the Federal Reserve System.

- Hulten, C. y Wykoff, F. (1981): «The measurement of economic depreciation», en Hulten, C. (ed.), *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute. Lindenberg, E., y Ross, S. (1981): «Tobin's q ratio and Industrial Organization», *Journal of Business*, 54, 1-32. Martín, A., y Moreno, L. (1991): «Medidas del stock de capital a partir de datos contables», Fundación Empresa Pública, Programa de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo 9103. Mato, G. (1988): «Investment demand at the firm level: The case of Spain», *Recherches Economiques de Louvain*, 54, 325-336. — (1989): «Inversión, coste de capital y estructura financiera: un estudio empírico», *Moneda y Crédito*, 188, 177-201. Rubio, G. (1990): «The stock market in Spain: performance, structure, and the behavior of asset prices», *Finanzmarkt und Portfolio Management*, 4, 332-354. Schaller, H. (1990): «A re-examination of the q theory of investment using U.S. firm data», *Journal of Applied Econometrics*, 5, 309-325. Schiantarelli, F., y Georgoutsos, D. (1990): «Monopolistic competition and the q theory of investment», *European Economic Review*, 34, 1061-1078. Tobin, J. (1969): «A General equilibrium approach to monetary theory», *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, 15-29. Wildasin, D. (1984): «The q theory of investment with many capital goods», *American Economic Review*, 74, 203-210.

Capítulo 4

INVERSIÓN Y RATIO Q DE TOBIN: ESTUDIO EMPÍRICO CON DATOS EMPRESARIALES ESPAÑOLES

*Enrique Giner **

Universidad de Zaragoza

1. Introducción

En este trabajo se estima un modelo de inversión empresarial a partir de datos microeconómicos referidos a un conjunto de empresas españolas no financieras. El modelo relaciona la tasa de inversión de una empresa en un período determinado, con su ratio q de Tobin al principio de dicho período. Los resultados empíricos son consistentes con la llamada «teoría q de la inversión» y en el texto posterior se evalúan en el contexto de estimaciones llevadas a cabo para otros países y por otros autores españoles.

La teoría q de la inversión se atribuye a Tobin (1969), si bien se encuentran antecedentes de la misma en Keynes. De acuerdo con ella, una empresa que desee maximizar su valor económico deberá elegir una tasa de variación bruta en su *stock* de capital en función de q , el cociente entre el valor económico de la inversión adicional y el precio corriente o de reposición de esa inversión. El proceso de ajuste en el *stock* de capital deseado continuará hasta que la q de la última unidad de capital invertido sea igual a uno, es decir, para esa última unidad el valor económico neto será igual a cero.

Relacionar la propensión a invertir con el valor económico de la inversión resulta convincente, pero, durante mucho tiempo, los modelos teóricos y empíricos de inversión dominante fueron modelos *ad-hoc*, derivados de un modelo neoclásico de comportamiento empresarial capaz de explicar el *stock* de capital deseado, pero vacío en cuanto a explica-

* Agradezco los comentarios de J. Dolado, así como los de un evaluador anónimo.

ciones plausibles sobre el proceso de inversión a través del cual se pasa del *stock* real al deseado ^x.

El trabajo de Hayashi (1982) significa un punto de ruptura en la literatura empírica sobre la inversión empresarial y sus determinantes. El autor demuestra que la teoría de la inversión basada en la q de Tobin puede derivarse de un modelo de comportamiento dirigido a explicar la demanda de factores, sin más que incorporar explícitamente en ese modelo la presencia de costes de ajuste; con estos costes la «senda» desde el *stock* de capital real al deseado queda perfilada, y la teoría neoclásica de la inversión asimila perfectamente entre sus postulados a la teoría basada en el ratio q ². Junto a un reforzamiento teórico de la teoría q de la inversión, el trabajo de Hayashi significa también un paso adelante en las posibilidades de aplicación y contraste empírico de la teoría, en cuanto que el autor explica la relación entre la q marginal y la q media (referida a todos los activos productivos de la empresa y no sólo a la unidad marginal), esta última mucho más fácilmente computable a partir de los datos contables y financieros disponibles. El autor que estamos recordando concluye su trabajo con una estimación empírica del modelo utilizando datos agregados para el conjunto del sector empresarial de los Estados Unidos; la estimación confirma una asociación estadísticamente significativa entre ratio q e inversión, pero la elevada correlación serial positiva que se detecta en el término de error sugiere que el modelo estimado pueda estar erróneamente especificado.

Durante los últimos años, los trabajos dirigidos a contrastar empíricamente el modelo desarrollado por Hayashi han sido numerosos. Scha-ller (1990) resume en los siguientes puntos el estado de la cuestión que ha emergido a partir de ellos: i) las variaciones en el ratio q explican sólo una pequeña parte de las variaciones en la tasa de inversión; ii) la parte no explicada acostumbra a presentar evidencias de correlación serial; iii) el coeficiente estimado de la variable dependiente q es muy pequeño, entre 0,003 y 0,010, lo cual significa que los costes de ajustes implícitos son extraordinariamente altos; iv) variables como las ventas y los beneficios que según el modelo teórico no deberían intervenir en la explicación de la inversión, terminan siendo importantes. A pesar de evidencias tan poco prometedoras para la teoría de la inversión, el interés por progresar hacia resultados empíricos más satisfactorios con las predicciones de la teoría se mantiene, y una de las líneas abiertas de progreso es la que lleva a cabo el contraste de esta teoría utilizando datos empresariales en lugar de datos agregados. Los sesgos de agregación han sido propuestos por algunos autores, Abel y Blanchard (1986), como una

¹ Véase Espitia otros (1989) para una revisión de estos modelos.

² Otras ventajas atribuidas a la teoría q de la inversión pueden verse en Schaller (1990).

de las causas principales de los pobres resultados obtenidos en la estimación empírica del modelo.

Estudios empíricos de los determinantes de la inversión utilizando datos individuales de empresas españolas se presentan en Espitia (1985), Sebastián y Servan (1986), Mato (1989), Hernando y Valles (1991) y Alonso y Bentolila (1993). Espitia explica la inversión en función del ratio q de Tobin, cociente entre el valor económico del capital y valor del mismo capital a precios de reposición, para un conjunto de empresas no financieras que cotizan en Bolsa durante el período 1963-1981; el autor estima funciones de inversión individuales por empresa y para agregados sectoriales, concluyendo que el modelo de comportamiento que sustenta la relación entre inversión y ratio q de Tobin constituye un modelo aceptable para explicar el comportamiento de la inversión de las empresas españolas. El resto de trabajos, aunque explican la inversión a través de variables económicas como la rentabilidad de la inversión, coste de capital y crecimiento de la demanda, tienen como principal objetivo contrastar el posible impacto de la presencia de restricciones financieras en el comportamiento de la inversión empresarial. En base a estos resultados se ha llegado a la conclusión, ampliamente aceptada entre los investigadores españoles, de que las restricciones financieras pueden jugar un papel tan importante como las variables económicas en la explicación de la inversión empresarial. Alonso y Bentolila (1993) utilizan el ratio q de Tobin como variable explicativa de la inversión, y por ello es el trabajo más próximo al que aquí exponemos; sus conclusiones, de nuevo, restan importancia a las variables económicas como determinantes de la inversión, otorgando mayor poder explicativo a las variables financieras.

Nuestro trabajo difiere de los citados en los siguientes puntos. Con respecto a Espitia (1985), utiliza la misma base de datos ampliada hasta 1988 y ajustando el ratio q por la presencia de impuestos sobre beneficios de las sociedades; el modelo de inversión se estima utilizando las técnicas de la econometría de datos de panel. Como se ha indicado, Espitia elabora la base de datos utilizando información pública de las empresas que cotizan en las Bolsas españolas; los restantes trabajos sobre inversión con datos empresariales utilizan la base de datos de la Central de Balances del Banco de España. Existe, por tanto, un cierto «trade-off» entre la base de datos de este trabajo y las de aquellos que utilizan la Central de Balances. Nuestra base de datos se extiende desde 1963 a 1988, período de tiempo similar al de la mayoría de los trabajos que con objetivos y metodologías similares se han realizado para otros países; ello facilita la comparación internacional. La Central de Balances cubre un período más limitado, años ochenta, pero en cambio incluye un número mayor de empresas y una información contable más detallada, que en el caso de Alonso y Bentolila les permite un cálculo más preciso de los

valores de reposición de los activos y de las variables impositivas que intervienen en el cálculo del ratio q de Tobin.

Segundo. El propósito de este trabajo no es contrastar si las restricciones financieras inciden en el comportamiento de la inversión empresarial. Por el contrario, la exposición posterior se centra sobre todo en analizar, utilizando datos referidos a empresas españolas, algunos de los problemas técnicos que ha suscitado el contraste empírico de la relación entre inversión y q de Tobin en trabajos previos referidos a otros países. En particular se abordan las siguientes cuestiones: i) relevancia de la formulación del modelo de comportamiento de la empresa con costes de ajuste expresados en términos de pérdida de *output* o en términos de pérdida de inversión productiva; ii) contraste del carácter exógeno o endógeno de la variable q de Tobin, es decir, análisis de la validez de la relación contemporánea entre inversión y ratio q ; iii) evaluación de posibles sesgos de agregación cuando se utilizan datos agregados de inversión y ratio q , frente a datos individuales, en la estimación del modelo; iv) evaluación de sesgos derivados de imponer la hipótesis de homogeneidad en los coeficientes de la función de costes de ajuste de todas las empresas; v) implicaciones para la correcta interpretación económica de los coeficientes estimados de la función de inversión, cuando se utiliza una base de datos, como la referida a empresas españolas, donde el ratio q capitaliza casi exclusivamente rentas correspondientes a los activos fijos cuya inversión en el tiempo se trata de explicar.

El apartado segundo presenta el modelo básico de comportamiento empresarial a partir del cual se derivan las relaciones funcionales entre inversión y ratio q de Tobin. El apartado tercero incluye los resultados de las estimaciones econométricas así como la discusión de los mismos comparándolas con los obtenidos en otros trabajos. Las conclusiones resumen los principales resultados del estudio.

2. Modelo básico

El modelo básico que permite relacionar la tasa de inversión con el ratio q se formula en tiempo discreto al objeto de acomodar las predicciones del modelo al carácter también discreto de los datos disponibles. La exposición sigue de cerca a Hayashi e Inoue (1989).

La empresa tratará de maximizar su valor económico eligiendo las cantidades de recursos productivos que hacen máximo el valor corriente del flujo de rentas oportunamente descontado:

$$\text{Maximizar } V_t \approx E_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \mu^j [P_{t+j} Y_{t+j} - P_{t+j} (I_{t+j} + C_{t+j}(I_{t+j}, K_{t+j}))] \right\} \\ K_t, I_t$$

sujeto a

$$\begin{aligned} Y_{t+j} &= F_{t+j}(K_{t+j}) \\ K_{t+j} &= (1 - d)K_{t+j-1} + I_{t+j}, \quad j = 0, 1, 2, \dots, \end{aligned}$$

donde $0 < \beta < 1$ es el factor de descuento, ($\beta = 1/(1 + r)$, siendo r el tipo de interés); E , es un operador de esperanzas; P_{t+j} es el precio del *output*; Y_{t+j} es la cantidad de *output* producida en el período $t + j$, según la función de producción $Y_{t+j} = F_{t+j}(K_{t+j})$, donde K_{t+j} es el *stock* de capital productivo en el período $t + j$. I_{t+j} es la parte de la inversión bruta total que se convierte en capacidad productiva; el resto, $C_{t+j}(I_{t+j}, K_{t+j})$, identificado como coste de ajuste, es un consumo necesario para ampliar la capacidad de producción y venta de la empresa, pero no se convierte en unidades de servicio de capital que sean útiles en el proceso productivo³; P_j es el precio por unidad de servicio de capital y d es la tasa de depreciación.

La función objetivo expresa el valor actual del flujo de rentas a maximizar, donde el flujo de rentas es igual a la diferencia entre los ingresos por la venta del *output* y los pagos por la adquisición de bienes de capital, productivos e improductivos. La primera restricción expresa la función de producción, donde el *output* depende sólo del *stock* de capital; se supone, por tanto, que el resto de *inputs* ya se han optimizado previamente. La segunda restricción indica el proceso a través del cual se acumula *stock* de capital productivo; este proceso supone que la parte de inversión productiva de cada período se acumula sin retardos al *stock* de capacidad productiva disponible, siendo $(1 - d)^{t+1}$ el *stock* de capacidad inicialmente disponible.

Aplicando los principios de optimización dinámica, el problema de optimización anterior puede expresarse por:

$$\begin{aligned} V_t((1 - d)K_{t-1}) &= \text{Max}\{P_t F_t(K_t) - \\ &- P_t(I_t + C_t(I_t, K_t)) + \beta E_t(V_{t+1}((1 - d)K_t))\} \end{aligned}$$

$$K_t = (1 - d)K_{t-1} + I_t$$

³ Los costes de ajustes se interpretan también como costes de crecimiento y entre ellos se incluyen los costes de instalar nuevos equipos productivos, los costes de formar al personal, costes para estimular la demanda del mercado.

Para un valor dado de K_t , la condición necesaria de óptimo con respecto a la inversión neta I_t , se expresa por:

$$\frac{dV_t}{dI_t} = P_{I_t} + P_{I_t} \frac{dC_t(I_t, K_t)}{dI_t}$$

o bien:

$$\frac{dC_t(I_t, K_t)}{dI_t} = \frac{dV_t/dI_t}{P_{I_t}} - 1. \quad (1)$$

El cociente $\{dV/dI\}/P_{I_t}$ es la « q de Tobin marginal»; expresa la relación entre el incremento de valor económico de la empresa que se obtiene de la última unidad de capacidad productiva instalada y el precio corriente de esa unidad de capital. La ecuación (1) indica que en el óptimo, el incremento de valor de la inversión marginal, (dV/dI_t) debe ser igual al desembolso o coste marginal, $P_{I_t} + P_{I_t}(dC/dI_t)$.

La ecuación (1) es el punto de partida de la teoría de la inversión basada en el ratio q ; sin embargo, para que esa teoría pueda traducirse en contrastes empíricos es necesario encontrar formulaciones basadas en variables observables. El primer paso es sustituir la q marginal por la q media, es decir, el ratio q calculado para todas las unidades de capital productivo y no sólo para la unidad marginal. Hayashi (1982) demuestra que si existen rendimientos de escala constantes en la producción y en los costes de ajuste, es decir,

$$\begin{aligned} F_t(K_t) &= f_t K_t \\ C_t(I_t, K_t) &= h_t(I_t/K_t)K_t, \end{aligned}$$

la ecuación (1) puede escribirse como:

$$\frac{dh_t}{d(I_t/K_t)} = \frac{V_t}{P_{I_t}(1-d)K_{t-1}} - 1, \quad (1')$$

donde V_t y $P_{I_t}(1-d)K_{t-1}$ son el valor económico y el valor de reposición del capital de la empresa, ambos al principio del período t .

El segundo paso hacia una formulación empíricamente contrastable del modelo es la especificación de la función de costes de ajuste, $h_t(I_t/K_t)$. La forma más habitual adopta la especificación de una función cuadrática,

$$h_t(I_t/K_t) = (b/2)(I_t/K_t - \sigma - \varepsilon_t)^2,$$

donde σ es la tasa de inversión para la cual los costes de ajuste son

La consideración de los impuestos.—La exposición anterior ha ignorado insignificantes, e , es un *shock* en los costes de ajuste y b es un parámetro positivo. A partir de esta función.

el impacto de los impuestos en los flujos de renta de la empresa. Para incorporarlos al modelo se tendrá en cuenta cómo afectan a la relación entre el ratio q medio y el ratio marginal.

El valor económico de los activos instalados, V_t , incorpora el valor y sustituyendo en (1')

$$I_t/K_t = \sigma + \beta \left(\frac{V_t}{P_t(1-d)K_{t-1}} - 1 \right) + \varepsilon_t \quad (2)$$

donde $\beta = 1/b$.

actual del ahorro de impuestos que obtiene la empresa como consecuencia de que la amortización contable de esos activos será deducible de la base imponible del impuesto de sociedades; esa parte del valor económico, que llamaremos SA_t , no puede atribuirse a la inversión marginal. Por otra parte, el coste efectivo de una unidad adicional de capital tampoco será el precio P_t , en presencia de impuestos. De un lado ese precio se verá aminorado por las desgravaciones fiscales a la inversión que por unidad de servicio de capital expresamos a través de m ; segundo, la inversión marginal será también amortizable y deducible de la base imponible del impuesto de sociedades; expresaremos por z el valor actual del ahorro de impuestos atribuible a esa amortización. Con todo ello podemos escribir $Pf_t = P_t(1 - m - z)$, donde Pf_t es el precio efectivo.

Llevando estas modificaciones en el valor económico de la inversión y en el precio de reposición de los activos a la ecuación (2) se obtiene:

$$I_t/K_t = \sigma + \beta \left(\frac{V_t - SA_t}{P_t(1-m-z)(1-d)K_{t-1}} - 1 \right) + \varepsilon_t \quad (3)$$

ecuación que expresa el comportamiento de la tasa de inversión en presencia de impuestos que gravan los beneficios empresariales.

Costes de ajustes en términos de pérdida de output.—Los costes de ajuste se han interpretado como diferencia entre el desembolso total que necesita hacer la empresa para conseguir incrementar la capacidad productiva en 1 unidades de servicios de capital y el valor monetario de las 1 unidades. Existen interpretaciones alternativas de los costes de ajuste, por las cuales estos costes se expresan en pérdidas de *output* para la

empresa ⁴. Bajo este supuesto, el flujo de rentas de la empresa en $t + j$ será igual a:

$$FR_{t+j} = (P_{t+j} - C_{t+j}(I_{t+j}, K_{t+j}))Y_{t+j} - P_{t+j}I_{t+j}.$$

Sustituyendo la nueva expresión en los desarrollos anteriores, las ecuaciones a estimar empíricamente serían:

$$I_t/K_t = \sigma + \beta \frac{P_t}{P_t} \left(\frac{V_t}{P_t(1-d)K_{t-1}} - 1 \right) + \varepsilon_t \quad (4)$$

bajo el supuesto de que no existen impuestos y:

$$I_t/K_t = \sigma + \beta \frac{P_t(1-m-z)}{P_t(1-u)} \left(\frac{V_t - SA_t}{P_t(1-m-z)(1-d)K_{t-1}} - 1 \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

en el supuesto de que sí existen impuestos y que la pérdida de *output* atribuible a los costes de ajuste es deducible de la base del impuesto de sociedades, con un tipo impositivo u .

3. Estudio empírico

En este apartado se presentan los resultados de un estudio empírico donde se contrasta el modelo de inversión expuesto en el apartado anterior. Los datos necesarios se extraen de los estados financieros y la información bursátil disponibles para un conjunto de empresas españolas no financieras, setenta y seis, a lo largo del período 1963-1988. Dividiremos la presentación de los resultados del estudio empírico en dos partes: descripción de las variables a valorar y su medición y las estimaciones econométricas.

3.1. Descripción de las variables

La aplicación de la teoría q de la inversión requiere disponer de información sobre el valor económico de los recursos de la empresa, sobre el valor a precios de reposición de esos recursos y sobre la tasa de inversión.

⁴ Entre los autores que postulan modelos de inversión con costes de ajuste en términos de pérdida de *output* se encuentran Lucas (1967), Gould (1968) y Treadway (1969). Uzawa (1961) y Hayashi (1982), en cambio, suponen costes de ajuste en términos de pérdida de capital productivo.

Las variables a valorar están contenidas en el balance de situación de la empresa. La fuente de información, Agenda Financiera del Banco de Bilbao y memorias de las empresas, sólo permite un nivel limitado en desagregación en las cuentas disponibles:

Activo	Pasivo
Inmovilizado Bruto Total	Capital Social
(Amortización Acumulada)	Reservas
Existencias	Regularizaciones
Deudores y Disponibles	Deuda a Largo Plazo
(Deuda a Corto Plazo sin Coste)	Deuda a Corto Plazo con Coste

El valor económico de los recursos de la empresa, V , se estima a partir del valor de mercado de sus acciones, determinado por su cotización bursátil, y del valor corriente de la deuda con coste explícito. El valor de mercado de las acciones engloba la valoración económica de las partidas contables, Capital Social, Reservas y Regularizaciones, mientras que el valor económico de la deuda incluye la valoración global de la deuda a largo y a corto plazo.

El precio corriente o de reposición de los activos, $P/(1 - a)K$, se obtendrá de la suma de los valores de reposición de los activos del balance, Inmovilizado Neto (Inmovilizado Bruto — Amortización Acumulada), Existencias y Activo Monetario Neto (Deudores y Disponible — Deuda a corto plazo sin coste).

Los datos del activo del balance referidos a dos momentos en el tiempo serán también la base para el cálculo de la variable inversión. Para Existencias y Activos Monetarios Netos ese cálculo es inmediato, puesto que la diferencia entre los saldos de la cuentas en dos momentos en el tiempo mide la inversión durante el período. Para los activos fijos o de inmovilizado el cálculo es más complejo. Las variaciones en el Inmovilizado Bruto Total, IBT , entre t y $t - 1$ se pueden producir por tres razones: incorporación de activos nuevos, retirada de activos viejos y cambios en el valor de activos existentes como resultado de la regulación en su valoración monetaria.

$$IBT_t - IBT_{t-1} = I_t + (RR_t - RR_{t-1}) - IR_t,$$

donde I_t es la inversión productiva buscada, RR_t es la reserva de regularización del activo e IR_t es el inmovilizado retirado. Resolviendo la ecuación para I_t ,

$$I_t = (IBT_t - IBT_{t-1}) - (RR_t - RR_{t-1}) + IR_t.$$

El inmovilizado bruto total y la reserva de regulación aparecen en el balance de situación de la empresa directamente. Para conocer los activos retirados utilizamos la partida de Amortización Acumulada, AA_{it} , y la amortización contable del período, A_{it} ,

$$IR_{it} = AA_{it-1} + A_{it} - AA_{it}.$$

Finalmente,

$$I_{it} = (IBT_{it} - IBT_{it-1}) - (RR_{it} - RR_{it-1}) + (AA_{it-1} - A_{it} - AA_{it}).$$

Valoración de las partidas.—El valor económico de la empresa i , V_{it} , se calcula como la suma del valor de mercado de las acciones y el valor de mercado de la deuda con coste explícito.

$$V_{it} = VA_{it} + VD_{it},$$

donde VA_{it} es el valor de mercado de las acciones y VD_{it} es el valor de mercado de la deuda. El cálculo de VA_{it} , se realiza como el producto del precio de una acción de la empresa al final del año i , principio de $i + 1$, por el número de acciones en circulación en ese mismo momento.

La valoración de la deuda a precios de mercado es mucho más compleja de llevar a cabo con la información disponible, dado que no se conoce la distribución de vencimientos de la deuda ni los gastos financieros correspondientes a cada plazo de vencimiento. La solución adoptada es considerar el valor de mercado de la deuda como el promedio entre el valor de la deuda si se tratara de una deuda perpetua y el valor de la misma deuda si toda ella se renovara en el período corriente. El valor de mercado de la deuda en t , como deuda perpetua, se obtiene a través de la expresión

$$VD_{it}(\text{perpetua}) = \frac{\text{Gastos financieros}_{it}}{\text{Tipo de interés de mercado}_t},$$

mientras que el valor de la deuda con vencimiento en el período corriente se supone igual al valor en libros. Por tanto,

$$VD_{it} = (VD_{it}(\text{perpetua}) + \text{Deuda con coste en libros})/2.$$

La estimación del valor corriente o de reposición de los activos también obliga a introducir ciertos supuestos para cubrir determinadas lagu-

ñas de información. En primer lugar se supone que la depreciación económica d está bien aproximada por la tasa de amortización contable:

$$d_{it} = \frac{\text{Amortización contable}_{it}}{\text{Inmovilizado bruto total}_{it}}.$$

Segundo. Se supone que las empresas valoran sus existencias bajo el criterio del coste medio. Tercero. Se supone que existe un progreso técnico incorporado en los bienes de capital fijo no tenido en cuenta por la empresa en la decisión sobre la dotación a amortizaciones a realizar; esta tasa se expresa por a_i , constante para todo t . Para el cálculo de a_i se utiliza la relación entre el valor de los activos fijos que fijan las empresas en dos períodos consecutivos en los que regularizan sus balances y el valor teórico resultante de aplicar el coeficiente de ajuste basado en la variación de los precios de los activos fijos en el período (véase Es-pitia, 1985).

Con estas premisas, el activo inmovilizado de la empresa en t , a precios de reposición, AIR_{it} , se expresa por:

$$AIR_{it} = AIR_{it-1} \frac{P_{it}}{P_{it-1}} \frac{1}{(I + d_{it})(I + a_i)} + I_{it}, \quad t = 1963 \text{ hasta } 1988,$$

donde P_{it} es el índice de precios de los bienes de capital en t , medido por el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo, según cifras de contabilidad nacional.

El valor de las existencias a precios de reposición, EXR_{it} , se calcula como:

$$EXT_{it} = EXC_{it} \frac{2P_{Eit}}{(P_{Eit} + P_{Eit-1})},$$

donde P_{Eit} es el índice de precios del *output* del sector a que pertenece la empresa i en el período t y EXC_{it} son las existencias contables.

El valor de reposición de los activos monetarios netos se considera igual al valor contable, $AMR_{it} = AMC_{it}$.

La teoría de la inversión relaciona la tasa de inversión de un período, entre $t - 1$ y t , con el valor del ratio q al principio de ese período. El ratio q , antes de ajustar por la presencia de impuestos, se calculará para valores de las variables referidas al final del ejercicio $t - 1$, aunque se identificará como ratio q_{it} :

$$q_{it} = \frac{VA_{it} + VD_{it}}{AIR_{it} + EXR_{it} + AMR_{it}}, \quad (6)$$

Por otra parte, la tasa de inversión del período t se expresa por I_t/AIR_{jt} , cuando se trate de inversión sólo en activos inmovilizados, y por $(I_t + AEXR_{jt})/(AIR_{jt} + EXR_{jt})$, si se trata de inversión de activos inmovilizados más existencias. Nótese, sin embargo, que AIR_{jt} y EXR_{jt} se expresan ahora en valores al final del período t .

Presencia de impuestos.—La presencia de impuestos modifica el valor del ratio q relevante en la ecuación de inversión. El cálculo de los valores de las variables SA_{jt} , m_{it} , z_{jt} , y u_t , se realiza siguiendo la metodología descrita en Espitia y otros (1990), alterada para tener en cuenta, en lo posible, la situación particular de cada empresa. Esto, no obstante, presenta algunas dificultades debido a que no se dispone de información desagregada a nivel de empresa sobre la composición de sus activos amortizables, composición que es importante para calcular SA_{jt} y z_{jt} . La solución adoptada ha sido la siguiente. A partir de la clasificación sectorial de las empresas de la muestra, se ha obtenido información sobre la composición del inmovilizado (inmuebles, bienes de equipo y material de transporte) en cada sector, utilizando la información que proporciona la Central de Balances del Banco de España. A cada empresa del sector se le ha asignado la composición media de su activo. El valor de la desgravación fiscal por inversión, m_{it} , se ha estimado ignorando la situación de beneficios de la empresa, condicionante de la posibilidad de aprovechar o no las ventajas fiscales de la desgravación. Al igual que en el trabajo citado de Espitia y otros, se supone que cada empresa aprovecha un 70 por ciento de los beneficios fiscales máximos permitidos por la desgravación fiscal.

Finalmente, el supuesto de que los costes de ajuste se manifiestan en forma de pérdidas de *output* implica que en la ecuación de inversión interviene el precio del *output*, P_t , y el precio de los bienes de capital, P_{kt} . El precio del *output* se ha medido a través del deflactor implícito del PIB, mientras que el precio de los bienes de capital se mide por el deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo.

El cuadro I muestra los estadísticos principales de las variables ratio q e inversión calculados a partir de los datos empresariales obtenidos según el procedimiento descrito.

3.2. Resultados econométricos

La ecuación básica a estimar se expresa por:

$$\frac{I_{it}}{K_{it}} = \sigma + \beta q_{it} + \varepsilon_{it} \quad \begin{matrix} i = 1, \dots, 76 \\ t = 1963, \dots, 1988, \end{matrix} \quad (3'), (5')$$

CUADRO I. Resumen de estadísticos de las variables.

Variable	Valor medio	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
<i>Variable dependiente</i>				
Tasa de inversión, I/K	0,164	0,136	0,000	0,787
<i>Variables explicativas, q_{it}</i>				
Modelo 3	0,152	0,825	-1,094	4,529
Modelo 5	0,148	1,082	-1,665	5,442
q medio (ecuación (6))	1,098	0,782	0,000	5,000

donde q_{it} varía según los costes de ajustes se expresen en términos de pérdida de capital productivo o en términos de pérdida de *output*, de acuerdo con la ecuaciones (3) y (5), respectivamente. La variable ε_{it} incorpora al modelo el término de error aleatorio, el cual a su vez puede incorporar dos componentes distintos:

$$\varepsilon_{it} = \eta_i + v_{it},$$

donde η_i es el factor específico de la empresa i , constante a lo largo del tiempo; y v_{it} es el componente de error aleatorio propiamente dicho.

Desde el punto de vista econométrico, la estimación de los coeficientes σ y β en (3') y (5') deberá tener en cuenta cuál es la estructura de los componentes del término aleatorio ε_{it} . Cuando existen efectos fijos, la estimación MCO del modelo con datos de panel puede dar lugar a errores y sesgos en los valores de los coeficientes y puede inducir a error en la apreciación del grado de correlación serial.

Los efectos específicos pueden ser tratados como fijos o como aleatorios. En el modelo de efectos fijos, los η_i constituyen un conjunto de N coeficientes adicionales que se pueden estimar junto con β . Por el contrario, en el modelo de efectos aleatorios se supone que η_i es una variable aleatoria inobservable independiente de X_{it} , y que por tanto pasa a formar parte de un término de perturbación compuesto $\varepsilon_{it} = \eta_i + v_{it}$. La distinción crucial es si los efectos están correlacionados o no con las variables observables X_{it} . Si los η_i pueden ser tratados como aleatorios, entonces el estimador MCO es consistente pero ineficiente. Por otro lado, si los η_i son fijos y correlacionados con las variables explicativas, el estimador MCO es inconsistente. La presencia de efectos fijos puede dar lugar a correlación serial espuria en los residuos; si estos

efectos son constantes a lo largo del tiempo, entonces el término de error $r_{ji} + v_{it}$ estará serialmente correlacionado aunque V_{it} sea ruido blanco.

Por tanto, para obtener estimaciones consistentes cuando las variables explicativas están correlacionadas con los efectos inobservables, es necesario usar un estimador que elimine estos efectos individuales. Un estimador consistente es el estimador intragrupos que tiene en cuenta tan sólo la variación a lo largo del tiempo para una empresa dada. Una estimación consistente de la correlación de v_{ji} , puede obtenerse de los residuos del estimador intragrupos.

El resto de este apartado se dedica a presentar los resultados de las estimaciones para los datos correspondientes a las empresas españolas. El cuadro II muestra los resultados de la estimación del modelo básico expuesto en el epígrafe anterior; la estimación se realiza para los dos supuestos sobre el comportamiento de los costes de ajuste, costes por pérdida de *output* y costes por pérdida de capacidad productiva. La observación de los resultados econométricos obtenidos en ambos casos revela que la bondad del ajuste de los dos modelos es muy similar, aunque el coeficiente estimado para la variable q_i , es ligeramente mayor en el supuesto de que los costes de ajuste se materialicen en términos de pérdida de capacidad productiva. La conclusión de que la medición de los costes de ajuste en términos de pérdida de capacidad o en términos de pérdida de *output* (ventas) no altera sustancialmente los resultados debe tomarse con cautela debido a que no ha podido llevarse a cabo una medición precisa de las variables fiscales por empresa. Puesto que la mayor parte de los trabajos empíricos suponen que los costes de ajuste se materializan en términos de pérdida de *output*, el resto de las estimaciones se realizará bajo este supuesto.

En el cuadro se muestran las estimaciones de los parámetros del modelo por *MCO*, estimación intragrupos con efectos fijos y estimación por *MCG*.

La comparación de los resultados de la estimación por *MCO* y la estimación intragrupos muestra que el coeficiente de la variable q difiere entre ambas estimaciones, lo cual podría ser indicio de cierta correlación entre r_{ji} , y q , dando lugar a sesgos en el estimador a partir de los valores en niveles de las variables. La estimación intragrupos muestra un valor del estadístico Durbin-Watson por encima del mismo estadístico obtenido en la estimación por *MCO*, lo cual sería indicativo de que una parte de la correlación serial en los residuos se debe a la presencia de efectos fijos.

Un test que nos permite especificar si los efectos son fijos o aleatorios fue presentado por Hausman (1978) y Hausman y Taylor (1981), cuyo procedimiento verifica la hipótesis nula de que $\text{plim}\{1/N\} \{Zq_{it}r_{ji}\} = 0$. El test compara dos estimaciones de β , el estimador intragrupos (β_{WG}) y el estimador Mínimos Cuadrados Generalizados (β_{MCG}); ambos son con-

CUADRO II. Resultados de la estimación del modelo básico.

$$(I/K)_i = \sigma + \beta q_i + \eta_i + v_i$$

$$q_i = \left(\frac{Y_i - SA_i}{P_i(1 - m - z)(1 - d)K_{i-1}} - 1 \right)$$

Estimación	Constante	P	R ²	DW	A.E.
MCO	0,1375 (37,980)	0,065 (14,99)	0,1246	1,67	0,164
Intragrupos (W-G)	—	0,078 (15,816)	0,1420	1,77	0,113
MCG	0,137 (32,021)	0,067 (14,031)	0,135	2,03	-0,0153

CUADRO II. Resultados de la estimación del modelo básico (cont.).

$$(I/K)_i = \sigma + \beta q_i + \eta_i + v_i$$

$$q_i = \left(\frac{P_i(1 - m - z)}{P_i(1 - u)} \right) \left(\frac{Y_i - SA_i}{P_i(1 - m - z)(1 - d)K_{i-1}} - 1 \right)$$

Estimación	Constante	P	R ²	DW	A.E.
MCO	0,1405 (39,097)	0,051 (15,509)	0,13	1,68	0,16
Intragrupos (W-G)	—	0,061 (16,413)	0,15	1,74	0,13
MCG	0,1397 (33,197)	0,051 (14,493)	0,13	2,03	-0,015

El cuadro II muestra también el coeficiente de autocorrelación estimada (A.E.) a partir de los residuos de los diferentes modelos. Como ya se ha indicado, la autocorrelación en el estimador intragrupos se reduce en comparación con la obtenida en MCO, pero aún continúa siendo significativa. La presencia de autocorrelación ha sido destacada en otros trabajos empíricos sobre inversión y ratio q de Tobin, tanto cuando se utilizan datos agregados (Hayashi, 1981) como empresariales (Blundell *et al.*, 1987). Ello ha sugerido errores de especificación del modelo, en

particular la conveniencia de dotar al mismo de una estructura dinámica. Sin embargo, puede ocurrir también que la autocorrelación aparezca porque está presente en la estructura de los *shocks* aleatorios que se incorpora a la función de costes de ajuste. Seguidamente centraremos nuestra atención en discernir las posibles causas de la autocorrelación.

La teoría de la inversión basada en el ratio q implica que la variable q debe incorporar toda la información relevante para explicar la tasa de inversión del período. Por tanto, valores retardados de las variables dependiente e independiente no deberían contribuir a explicar el valor corriente de la inversión. Sin embargo, la significatividad de alguna variable retardada en el modelo puede ser consecuencia de la presencia de autocorrelación en los *shocks* que aparecen en la ecuación de costes de ajuste. Para comprobar que efectivamente es así se estima el modelo de inversión con las variables tasa de inversión y ratio q retardadas un período y se contrasta la restricción que impone en los coeficientes de las variables explicativas la hipótesis de que el modelo básico establece una relación simple entre tasa de inversión y ratio q del período. Esta restricción se expresa por $\beta_0 + \beta_1 = 0$, donde β_0 es el coeficiente de la variable q , β_1 es el coeficiente de q retardada un período y β_2 es el parámetro de autocorrelación. Si el modelo básico estuviese erróneamente especificado y las variables retardadas fuesen parte esencial del modelo, la restricción anterior no debería cumplirse.

CUADRO III. Especificación dinámica.

$(I/K)_t = \sigma + \rho(I/K)_{t-1} + \beta_0 q_t + \beta_1 q_{t-1} + \eta_t + v_t$ $q_t = \left(\frac{P_t(1-m-z)}{P_t(1-u)} \right) \left(\frac{Y_t - SA_t}{P_t(1-m-z)(1-d)K_{t-1}} - 1 \right)$					
Constante	ρ	β_0	β_1	R^2	DW
0,102 (20,048)	0,225 (8,627)	0,044 (5,952)	-0,00828 (-1,17)	0,144	2,02

El cuadro III presenta los resultados de estimar el modelo por MCO, incluyendo entre las variables explicativas retardos de las variables q e (I/K) . Se comprueba en primer lugar que la incorporación de retardos en las variables ratio q y tasa de inversión no altera sustancialmente el coeficiente de la variable q_t : si se construye un intervalo de confianza sumando y restando dos desviaciones estándar al valor estimado, el coeficiente obtenido por MCO se encuentra claramente dentro del intervalo. Segundo, el test de Wald (0,10) confirma que el modelo básico establece

una relación simple entre tasa de inversión y q ⁵. Es decir, se acepta estadísticamente que $gf_{\theta} + f_{\theta r} = 0$ y por tanto la presencia de autocorrelación en los residuos es atribuible esencialmente a la naturaleza de los *shocks* aleatorios que intervienen en la función de costes de ajuste.

Los sesgos en las estimaciones intragrupos no sólo pueden ocurrir cuando estamos en presencia de modelos dinámicos, es decir, en modelos autorregresivos. Errores en la medida de las variables explicativas o independientes del modelo también pueden ser causa de sesgos en la estimación de los coeficientes del mismo, si bien de signo contrario (Gri-liches y Hausman, 1986). Un procedimiento propuesto por los autores para identificar el coeficiente θ en estos supuestos consiste en la utilización de variables instrumentales en una especificación inicial del modelo con las variables expresadas en primeras diferencias. Nótese que la estimación directa del modelo original con las variables expresadas en primeras diferencias eliminaría el sesgo de estimación por la presencia de efectos fijos, pero la varianza del error de medición se doblaría. La utilización de variables instrumentales en la estimación del modelo permite también un contraste de la endogeneidad o no de la variable explicativa q , cuestión planteada en algunos trabajos sobre la relación entre inversión y ratio q (Hayashi e Inoue, 1991).

Los resultados de estimar el modelo básico utilizando variables en primeras diferencias y con variables instrumentales se muestra en el cuadro IV. La elección de instrumentos se realiza bajo el supuesto de que q_{it} es exógena, VI(a), predeterminada, VI(b), y endógena, VI(c). El procedimiento de estimación utilizado es el de Arellano y Bond (1988). El coeficiente θ estimado por MCO utilizando las variables en primeras diferencias difiere del estimado con variables instrumentales, lo cual sugiere posibles errores de medición en las variables, aunque las diferencias entre estimadores y su eficiencia no son sustanciales, especialmente en relación al modelo VI(a). Este modelo, donde la selección de instrumentos se realiza bajo el supuesto de que la variable explicativa es exó-

⁵ El estadístico Wald es definido como:

$$W = r(R'S^{-1}R)^{-1}r,$$

donde:

$$\begin{aligned} R(y) &= dr/dy = (\beta_0, \varrho, 1) \\ S(y) &= \sigma^2(Z'Z)^{-1} \\ Z &= ((I/K)_{t-1}; q_t; q_{t-1}) \\ r(y) &= \varrho\beta_0 + \beta_1 = 0 \\ y &= (\varrho, \beta_0, \beta_1). \end{aligned}$$

La restricción estimada da un valor de 0,00174 con un valor de χ^2 -estadístico de 0,32. El test de Wald, con un grado de libertad, es aproximadamente cero (0,1038).

gena, es también el que da los mejores resultados entre los que utilizan variables instrumentales, por lo cual esta parece la hipótesis más acertada. Nótese que el estimador de β en V.I.(a) coincide exactamente con el obtenido por el procedimiento de intragrupos, lo cual corroboraría la validez de este método de estimación que ya había aflorado en análisis previos. Por último, señalar que en ningún caso el estadístico m_2 se aproxima al valor de 2 que indicaría la presencia de correlación serial de segundo orden en los residuos.

CUADRO IV. Estimación del modelo básico con estructuras dinámicas generales.

$$(I/K)_u = \sigma + \beta q_u + \eta_t + v_u$$

$$q_u = \left(\frac{P_t(1-m-z)}{P_t(1-u)} \right) \left(\frac{Y_t - SA_t}{P_t(1-m-z)(1-d)K_{t-1}} - 1 \right)$$

Estimación	β	$\chi^2_1(k)$	m_2	T. Sargan
P.DIF.	0,071 (5,61)	31,50(1)	-0,513	—
V.I.(a)	0,061 (6,007)	36,85(1)	0,968	20,67(9)
V.I.(b)	0,045 (3,19)	10,21(1)	0,962	20,88(8)
V.I.(c)	0,046 (2,90)	8,432(1)	0,965	20,64(7)

(a) Los instrumentos utilizados son $q_{it}(t, \dots, t-5)$; $(I/K)_{it}(t-2, \dots, t-5)$.

(b) Los instrumentos utilizados son $q_{it}(t-1, \dots, t-5)$; $(I/K)_{it}(t-2, \dots, t-5)$.

(c) Los instrumentos utilizados son $q_{it}(t-2, \dots, t-5)$; $(I/K)_{it}(t-2, \dots, t-5)$.

$\chi^2(k)$ es un test de Wald sobre la significación conjunta de los coeficientes de las variables explicativas. El test de Sargan es un test de sobreidentificación de restricciones, asintóticamente distribuido como una $\chi^2(k)$ bajo la hipótesis nula. m_2 es un estadístico de correlación serial de los residuos distribuido como $N(0,1)$.

Junto a los posibles sesgos de estimación por un inadecuado tratamiento de la estructura dinámica del modelo y la presencia de errores de medición en las variables explicativas, trabajos previos sobre la relación entre ratio q e inversión han destacado también la importancia de los sesgos de agregación. Estos sesgos ocurren cuando la estimación del modelo se realiza a partir de datos consolidados o promedios de las variables que intervienen en el mismo, o bien cuando erróneamente se supone que la función de costes de ajuste y en particular el coeficiente P de la misma son iguales para todas las empresas. Los datos disponibles permiten comprobar la relevancia de los sesgos de agregación en la muestra de empresas disponibles.

En primer lugar se construye la serie de ratio q e inversión a partir de valores consolidados de las variables. Es decir, los componentes individuales de (I/K) y q se construyen a nivel de cada empresa y posteriormente se suman; las variables agregadas se calculan como cocientes de estas sumas. La serie de datos disponibles corresponde a observaciones anuales desde 1963 a 1988 (26 observaciones). La estimación del modelo con estos datos se presenta en el cuadro V. El coeficiente estimado para la variable q no difiere sustancialmente del obtenido con datos desagregados por empresa. Además, el estadístico DW muestra un valor alto, por encima del límite superior $d_u = 1,461$ que corresponde a $N = 26$, $k = 2$. Es decir, para la serie agregada de datos correspondientes a esta muestra de empresas españolas la autocorrelación no es significativa.

CUADRO V. Estimación del modelo con datos agregados.

$(I/k)_t = \sigma + \beta q_t + \varepsilon_t$ $q_t = \left(\frac{P_{it}(1-m-z)}{P_t(1-u)} \right) \left(\frac{V_t - SA_t}{P_{it}(1-m-z)(1-d)K_{t-1}} - 1 \right)$					
Constante	β	R^2	DW	N	A.E.
0,130 (22,433)	0,0663 (7,306)	0,676	1,60	26	0,197

Para contrastar la relevancia del supuesto de igualdad de las funciones de costes de ajuste entre todas las empresas, supuesto implícito en las estimaciones anteriores, obtenemos alternativamente estimaciones del parámetro de la función de costes de ajuste para cada una de las empresas individualmente. Posteriormente los estimadores se comparan con el contenido bajo la restricción de igualdad. El cuadro VI muestra una síntesis de los resultados obtenidos bajo el supuesto de heterogeneidad entre los parámetros de la función de costes de ajuste. Como puede comprobarse, el valor promedio de λ entre todas las empresas es algo mayor que el estimado bajo la hipótesis de igualdad, lo cual podría indicar cierta evidencia de sesgos de estimación por la razón que nos ocupa ⁶. Igualmente destacable es la baja autocorrelación estimada entre las ecuaciones referidas a empresas individualmente.

⁶ El test de F rechaza la hipótesis nula de igualdad de coeficientes ($F = 7,13$).

CUADRO VI. *Heterogeneidad en los parámetros de los costes de ajuste.*

$$(I/K)_i = (\sigma + \eta)_i + \beta q_i + v_i \quad i = 1, 2, 3, \dots, N$$

$$q_i = \left(\frac{P_i(1 - m - z)}{P_i(1 - u)} \right) \left(\frac{Y_i - A_i}{P_i(1 - m - z)(1 - d)K_{i-1}} - 1 \right)$$

Estimación	Constante	β	R^2	DW	A.E.
MCO	0,14468 (5,284)	0,079 (2,22)	0,193	1,80	0,09

Los parámetros y estadísticos corresponden a las medias de los parámetros y estadísticos de cada empresa en particular.

3.3. Valoración de los resultados obtenidos

Decíamos que uno de los principales puntos de discusión en torno al modelo de inversión que relaciona ésta con el ratio q de Tobin es el bajo valor del coeficiente estimado para la variable explicativa. Puesto que este coeficiente es igual al recíproco del coeficiente de la función de coste de ajuste, un bajo valor implica un valor de b muy alto y unos costes de ajuste poco realistas. Una primera lectura de este resultado sería que la relación entre inversión y ratio q de Tobin refleja una mera asociación estadística entre variables y no podría considerarse por tanto una parte integrante de un modelo de comportamiento más general. Si además tenemos en cuenta que cuando la inversión se relaciona con otras variables, como el *cash-flow*, además del ratio q , el coeficiente estimado para estas variables es notablemente mayor, la conclusión de algunos autores ha sido cuestionar la validez del llamado «modelo de inversión basado en la q de Tobin» (Alonso y Bentolila, 1993). De ahí la importancia de valorar el realismo de los resultados empíricos obtenidos en términos de implicaciones para el comportamiento de la función de ajuste.

Tanto en Espitia y otros (1989) con datos agregados, como en el presente trabajo, el coeficiente estimado en la relación entre inversión y ratio q de Tobin es sensiblemente mayor que en trabajos referidos a otros países. Algo similar ocurre en buena parte de las estimaciones llevadas a cabo por Alonso y Bentolila (1993). El bajo valor del coeficiente estimado ha sido objeto de preocupación por otros estudiosos del modelo, por lo cual el mayor valor obtenido para la muestra de empresas españolas cobra especial relevancia. Concluiremos el trabajo valorando nuestros resultados con los obtenidos en estudios referidos a otros países; para ello se elabora el cuadro VII a modo de síntesis que ayudará a llevar a cabo esa comparación.

CUADRO VII. Resultados comparativos. Estimación modelo de inversión con datos empresariales.

Autores (observaciones)	País	Núm. de empresas	Período de estudio	Parámetro estimado, β_1	Elasticidad Inv.-ratio q
H. Schaller (1990). Estimación por MCG.....	USA	188	1951-1985	0,0041	4,7%
S. Fazzari, R. Hubbard, B. Petersen (1988). Estimación por MCO.....	USA	422	1970-1984	0,004	3,5%
F. Hayashi, T. Inoue (1991). Estimación en primeras diferencias.....	Japón	570	1975-1985	0,0037	14%
R. Blundell, S. Bond, M. Devereaux, F. Schiantarelli (1987). Estimación en primeras diferencias con variables instrumentales	UK	202	1975-1984	0,0077	—
Este trabajo (1993). Estimación en desv. con media.....	España	76	1963-1988	0,061	5,3%

El coeficiente β_1 está relacionado inversamente con el parámetro b de la función de coste de ajuste, $b = 1/\beta_1$. Valores bajos de β_1 significan valores altos de b y consecuentemente unos costes de ajuste poco realistas. Por ejemplo, si $\beta_1 = 0,004$, $b = 1/0,004 = 250$; una desviación de UK de su valor estacionario o igual a cinco puntos porcentuales daría lugar a un coste de ajuste de $(250/2)(0,05)^2 = 0,31$; es decir, el coste de ajuste sería un 31 por ciento del valor de la inversión, cifra muy poco realista. Si utilizamos en cambio el valor de β_1 estimado para los datos españoles, $\beta_1 = 0,06$, el coste de ajuste para la situación descrita estaría en torno al 2 por ciento del valor de la inversión, es decir, es mucho más razonable.

¿A qué cabe atribuir el valor más alto de β_1 estimado para la muestra de empresas españolas? La comparación de los valores de β_1 en unas muestras y en otras están afectadas por los niveles de I/K y q utilizados en la estimación. Para eliminar estos efectos de la comparación, en lugar de comparar β_1 compararemos las elasticidades de la inversión y el ratio q que están implícitas en los diferentes estudios:

$$\frac{d(I/K)}{dq} \cdot \frac{q}{(I/K)} = \beta_1 \cdot \frac{q}{(I/K)}$$

La elasticidad es igual a b por el cociente entre el ratio q y la tasa de inversión, que consideramos evaluados ambos en los valores promedios para el conjunto de la muestra. Como el cuadro VII pone de manifiesto, las elasticidades obtenidas en los trabajos referidos a diferentes países son bastante más parecidas que los valores del coeficiente j_8 estimado. Puesto que el valor de p estimado para la muestra de empresas españolas es muy superior al de otros estudios, una elasticidad relativamente similar implica que $qI(I/K)$ debe ser mucho más pequeño en España que en otros países. Un escrutinio más minucioso de los datos revela que la principal diferencia se encuentra en el valor del ratio ajustado q , cuyo valor promedio para la muestra de empresas españolas es 0,15 frente a los valores entre 1 y 1,5 que se observan para las muestras de empresas americanas y 4,8 para las empresas japonesas.

La observación precedente pone de manifiesto que la estimación más realista de la función de costes de ajuste obtenida para la muestra de empresas españolas se explica por el valor más bajo del ratio q que, en promedio, se observa en esta muestra frente a otras de empresas de otros países. Pensamos que los valores de q en la muestra de empresas españolas se aproximan mejor a los que exige la teoría que estamos formulando y posteriormente midiendo a través de variables relevantes, de ahí los resultados finales más realistas. En efecto, el valor de q es aproximadamente igual al cociente entre valor de mercado y valor de reposición de la empresa menos uno, el valor del cociente en condiciones competitivas de beneficio extraordinario nulo. El valor de mercado de la empresa capitalizará, por tanto, las rentas atribuibles a todos los activos tangibles e intangibles, ya sean rentas correspondientes a beneficios normales como a beneficios extraordinarios. Cuando se contrasta la teoría de inversión basada en el ratio q de Tobin, la variable dependiente es la tasa de inversión en activos físicos o tangibles, mientras que el ratio q se calcula como el valor económico de *toda* la empresa dividido por el valor de reposición de sus activos físicos. Cuando el valor económico de la empresa sea sensiblemente diferente del valor de reposición de los activos físicos, la relación entre la tasa de inversión en activos reales y q necesariamente se debilitará. El valor de q promedio igual a 0,15 para España significa que la capitalización de rentas atribuibles a activos intangibles ($I + D$, publicidad...) y/o a beneficios extraordinarios no es muy importante en nuestro país. Para otros países, en cambio, valores de q por encima de uno indican que una parte importante de esta variable recoge capitalización de rentas atribuibles a activos diferentes de los activos físicos y, por tanto, no es sorprendente que exista una asociación débil entre q e inversión.

4. Conclusiones

Los comentarios finales del trabajo pretenden dar respuestas a algunas de las cuestiones planteadas en la introducción. Parece, en primer lugar, que la formulación del modelo de comportamiento de la empresa con costes de ajuste expresados en términos de pérdida de *output* o en términos de pérdida de inversión productiva no lleva a resultados diferentes. La conclusión, no obstante, debe tomarse con cautela debido a posibles errores de medición en las variables fiscales a nivel de empresa individual.

Los resultados obtenidos en este trabajo ponen de manifiesto que, para el conjunto de datos correspondiente a la muestra de empresas españolas utilizada, las estimaciones del coeficiente de la función de costes de ajuste son consistentes con la especificación básica del modelo que relaciona la tasa de inversión de un período con el valor del ratio q de Tobin al principio del período. Las evidencias de autocorrelación en las estimaciones con datos empresariales parecen atribuibles a las características de los *shocks* en la función de costes de ajuste, y no tanto a una especificación dinámica más compleja del modelo. Sesgos atribuibles a errores de medición de las variables no han sido detectados y los sesgos de agregación sólo adquieren una cierta relevancia debido a que en la estimación con datos empresariales se impone la restricción de igualdad en la función de costes de ajuste para todas las empresas.

Por último, el debate sobre el realismo de la función de costes de ajuste implícito en estudios empíricos sobre la teoría de la inversión basada en el ratio q de Tobin debe trasladarse a la discusión sobre la medición de las variables que intervienen en el modelo, acorde con las restricciones impuestas por la teoría. La muestra de datos españoles cumple las exigencias impuestas por el modelo teórico subyacente, en cuanto que relaciona tasa de inversión en activos fijos y valor marginal de rentas atribuibles fundamentalmente a estos mismos activos. El resultado final es una función de costes de ajuste implícita mucho más realista.

Como conclusión general, el modelo de comportamiento que está detrás de la relación entre q de Tobin e inversión parece aceptable; conclusión a expensas de extensiones futuras que incorporen no sólo variables económicas, sino también financieras.

Referencias bibliográficas

- Abel, A., y Blanchard, O. (1986): «The present value of profits and cyclical movements in investment». *Econometrica*, 54, 294-273.
- Alonso, C., y Bentolila, S. (1993): «La relación entre la inversión y la "Q" de Tobin" en las empresas industriales españolas». Capítulo 3 de este volumen.
- Arellano y Bover, O. (1990): «La econometría de datos de panel». *Investigaciones Económicas* (segunda época), vol. XIV, n.º 1, 3-45.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD. A guide for user». *Working paper series*, n.º 88/15. The Institute for Fiscal Studies.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988a): «Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equation». *Review of Economics Studies* 58, 277-297.
- Blundell, R.; Bond, S.; Devereux, M., y Schiantarelli, F. (1987): «Does Q matter for investment? Same evidence from a panel of UK companies», mimeo, *Institute for Fiscal Studies. Working papers*, n.º 87/12.
- Espitia, M. (1985): «Aplicaciones microeconómicas de la q de Tobin». Tesis de Doctorado. Universidad de Zaragoza.
- Espitia, M.; Huerta, E.; Lecha, G., y Salas, V. (1989): «La eficiencia de los estímulos fiscales a la inversión en España». *Moneda y Crédito*, 188, 105-175.
- Espitia, M.; Huerta, E.; Lecha, G., y Salas, V.: «Impuestos, inversión y estructura financiera de la empresa». *Revista Española de Economía*, n.º 2, 227-269.
- Fazzari, S.; Hubbard, R. G., y Petersen, B. (1988): «Investment and finance reconsidered». *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 1, 141-206.
- Griliches, Z., y Hausman, J. A. (1986): «Errores in variables in panel data». *Journal of Econometrics*, 31, 95-118.
- Hausman, J. A., y Taylor, W. E. (1981): «Panel data and unobservable individual effects». *Econometrica* 49, 1377-1398.
- Hayashi (1982): «Tobin's marginal q and average q: a neoclassical interpretation». *Econometrica* 40 (1982), 1, 213-224.
- Hayashi, F., e Inoue, T. (1991): «The relation between firm growth and q with multiple capital goods: theory and evidence from panel data on Japanese Firms». *Econometrica* 59, 731-754.
- Hernando, I., y Valles, J. (1991): «Inversión y restricciones financieras: evidencia en las empresas manufactureras españolas». *Documento de trabajo* 9113, Banco de España.
- Mato, G. (1989): «Inversión, coste de capital y estructura financiera: un estudio empírico». *Moneda y Crédito*, 188, 177-201.
- Schaller, H. (1990): «A re-examination of the Q Theory of Investment using U.S. firm data». *Journal of Applied Econometrics*, vol. 5, 309-325.
- Sebastian, C., y Servén, L. (1986): «Excedente, inversión y empleo en la empresa española». FEDEA, 1.
- Tobin, J. (1969): «The q theory of investment with many capital goods». *American Economic Review*, 74, 203-210.

Capítulo 5

EFFECTOS DE LOS FACTORES FINANCIEROS EN EL EMPLEO USANDO DATOS DE EMPRESAS

*María Arrazola **

Universidad Pública de Navarra

1. Introducción

La influencia de los factores financieros en la actividad real ha sido objeto, recientemente, de numerosos estudios desde un punto de vista tanto macro como microeconómico. En ambos casos, el punto de partida del análisis es el efecto de las imperfecciones de los mercados de capitales sobre las decisiones de empleo y, en especial, de inversión de las empresas. En concreto, un tipo de imperfección que origina de manera explícita un vínculo entre factores financieros y actividad real es la existencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios. En estas condiciones la financiación externa será más costosa que la autofinanciación, de forma que los recursos generados por la empresa afectarán positivamente a sus decisiones reales a través de dos vías. En primer lugar, con una mayor autofinanciación la empresa tendrá que recurrir en menor medida a los mercados de capitales donde captaría los recursos a un coste más elevado y donde podría enfrentarse a restricciones cuantitativas de crédito. En segundo lugar, en caso de tener que endeudarse, la empresa soportará un tipo de interés (o prima) menor cuanto mayores sean sus recursos internos.

Siguiendo esta misma línea, el propósito de este trabajo es analizar

* Quiero dedicar este trabajo a Gonzalo Mato en agradecimiento a quien siempre me enseñó con enorme dedicación y paciencia y a quien fue un excelente compañero y amigo. Este trabajo se ha beneficiado de los comentarios realizados en su presentación en el seminario del CEMFI. Quiero agradecer especialmente las sugerencias de Manuel Arellano, Samuel Bentolila, Juan J. Dolado, Alfonso Novales y un evaluador anónimo. Ninguno es responsable de los errores contenidos en el texto.

si las decisiones de empleo y financiación de las empresas son independientes o si, por el contrario, las imperfecciones en los mercados de capitales hacen que la demanda de trabajo dependa de la posición financiera de cada empresa, es decir, de sus recursos internos y de la presión financiera que soporta de acuerdo con el nivel y la composición de su endeudamiento.

No obstante parece lógico esperar que el efecto de los factores financieros sobre la actividad real no sea el mismo para todas las empresas, sino que dependa de su mayor o menor grado de holgura financiera. Así, en las empresas con holgura financiera, en el sentido de que dispongan de suficientes recursos internos o que, por su estructura de endeudamiento, puedan acceder a fondos externos con un menor coste, dicho efecto debería ser menor que en las que tengan menor holgura financiera.

Por tanto, si queremos analizar el efecto de las variables financieras sobre la demanda de trabajo, y verificar si dicho efecto varía en función del grado de holgura financiera de las empresas, nos interesará distinguir entre empresas con o sin holgura financiera.

Los criterios de separación de empresas son muy diversos. Recientemente, Fazzari, Hubbard y Petersen (1988) y Gertler y Hubbard (1988) han utilizado la política de distribución de beneficios como criterio para clasificar las empresas según su probabilidad de soportar restricciones financieras. La idea es que la distribución de dividendos puede ser un indicador del grado de holgura presupuestaria que tienen las empresas, ya que una tasa de reparto de dividendos elevada reflejará una situación financiera desahogada, bien porque la empresa dispone de suficientes recursos internos o bien porque tiene fácil acceso a la financiación externa, por lo que podrá dar dividendos sin que ello afecte a sus decisiones reales.

Sin embargo, puede ser que la política de dividendos sea rígida, ajustándose a un «pay-out» objetivo de manera gradual y, por tanto, independientemente de otras decisiones corrientes de la empresa como su política de inversión y financiación, así como de su situación financiera. En este caso la política de distribución de beneficios no nos serviría como un indicador del grado de holgura financiera de las empresas. En Arra-zola, Hevia y Mato (1990) se, contrasta la rigidez de la política de dividendos para una muestra de empresas industriales, llegándose a la conclusión de que ésta no es rígida, sino que depende del nivel de inversión y de la estructura de endeudamiento de la empresa, por lo que sí servirá como indicador del grado de holgura financiera de las empresas. Basándonos en las conclusiones de dicho trabajo, dividiremos nuestra muestra de empresas en dos grupos, según cuál sea su política de dividendos, y analizaremos el efecto de los factores financieros sobre el empleo para cada uno de ellos.

El análisis se efectúa utilizando una muestra de 482 empresas privadas industriales no energéticas para los años 1984-1988. Los datos proceden de la Central de Balances del Banco de España, habiéndose seleccionado una muestra constante de empresas a la que se aplicaron una serie de filtros (descritos en el Apéndice A.1). Todas las empresas de la muestra seleccionada tienen beneficio contable positivo, ya que para que la decisión de repartir o no dividendos nos sirva como indicador del grado de holgura financiera de las empresas, éstas tienen que poder tomar la decisión. De esta forma se están eliminando las empresas con pérdidas y que por tanto no podían repartir dividendos, pero con ello se está introduciendo un mecanismo de selección adicional que habrá que tener en cuenta al valorar los resultados.

En función de la política de dividendos de las empresas distinguiremos dos submuestras:

1. Empresas sin holgura financiera: aquellas que no reparten dividendos tres o más años (191 empresas).
2. Empresas con cierto grado de holgura financiera: aquellas que reparten dividendos tres o más años (291 empresas).

La separación muestral realizada es endógena, ya que el criterio empleado depende de la evolución de la variable dividendos a lo largo del período de estimación. Una posible solución sería realizar una separación extramuestral, es decir, tomar como criterio la política de dividendos de las empresas en años anteriores a los utilizados en la estimación, que aunque no se aborda en este trabajo sería importante considerar en futuras extensiones, ya que puede haber sesgos significativos en los resultados derivados de la separación muestral adoptada.

Con objeto de analizar la influencia de los factores financieros sobre las decisiones de empleo de las empresas, así como si esta influencia es mayor o menor según la probabilidad que tengan las empresas de enfrentarse a restricciones financieras, estimaremos ecuaciones de demanda de trabajo, incluyendo y sin incluir variables representativas de la situación financiera de las empresas para cada una de las dos submuestras.

La estructura del artículo es la siguiente: en el apartado 2 se establece un marco para el análisis empírico; en el apartado 3 se presentan las estimaciones y se comentan los resultados obtenidos, y en el apartado 4 se resumen las principales conclusiones.

2. Formulación del modelo empírico

Partimos de un marco competitivo de empresas con tecnología de producción Cobb-Douglas, en el que la empresa representativa determi-

ará su nivel de empleo óptimo como aquel que maximice sus beneficios para un *stock* de capital dado, es decir:

$$\text{Máx } \pi_{it} = P_t [A_i K_{it}^\alpha N_{it}^\beta M_{it}^\gamma e^{\mu t}] - W_{it} N_{it} - P m_{it} M_{it} - \text{Costes fijos } \{N_{it}\} \quad (1)$$

$i = 1 \dots N$ (empresas)

$t = 1 \dots T$ (períodos temporales),

donde:

π_{it} = Beneficio

P_t = Índice de precios

A_i = Efecto fijo específico de la empresa i -ésima

K_{it} = Stock de capital

N_{it} = Nivel de empleo

M_{it} = Materias primas

$e^{\mu t}$ = Progreso técnico

W_{it} = Coste laboral por trabajador

$P m_{it}$ = Precio de las materias primas.

En cada período suponemos que el ratio de productividades marginales de trabajo y materias primas es igual al precio relativo de dichos factores, satisfaciendo la condición de minimización de costes. Por tanto:

$$M_{it} = \frac{\gamma W_{it} N_{it}}{\beta P m_{it}} \quad (2)$$

Sustituyendo (2) en (1), eliminamos M_{it} , que no es observable. La condición de primer orden será:

$$\beta A_i K_{it}^\alpha N_{it}^{-(1-\beta-\gamma)} e^{\mu t} \left(\frac{P m_{it}}{P_t} \right)^{-\gamma} \left(\frac{\gamma}{\beta} \right)^\gamma = \left(\frac{W_{it}}{P_t} \right)^{(1-\gamma)}.$$

Aplicando logaritmos para linearizar y despejando N_{it} , obtenemos el nivel de empleo óptimo (n_{it}) como ¹:

$$\begin{aligned} n_{it}^* &= \frac{\alpha}{1-\beta-\gamma} k_{it} - \frac{1-\gamma}{1-\beta-\gamma} (w_{it} - p_t) - \\ &- \frac{\gamma}{1-\beta-\gamma} (p m_{it} - p_t) + \frac{1}{1-\beta-\gamma} \mu t + \eta_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

¹ Las variables en letras minúsculas representan los logaritmos de dichas variables.

El nivel de empleo óptimo n_i se ha obtenido desde una perspectiva completamente estática. Sin embargo, en la modelización de la demanda de empleo es habitual suponer que las empresas responderán sólo gradualmente a los cambios en los determinantes de n_i , de forma que el empleo demandado en un período no es independiente del empleo existente en el período anterior, es decir, el empleo que realmente demanda la empresa difiere del nivel deseado por la existencia de costes de ajuste. El modelo dinámico de demanda de factores más frecuente en la literatura corresponde a la existencia de costes de ajuste estrictamente convexos, los cuales se introducen suponiendo que la empresa minimiza una función de pérdida cuadrática que recoge, por un lado, la diferencia entre el empleo real y el deseado, y por otro, los costes de variar el nivel de empleo. La introducción de este tipo de costes de ajuste tiene la ventaja de generar una demanda de empleo que responde gradualmente a cambios en los determinantes de n^* y además, analíticamente, permite obtener una solución lineal explícita en el programa de maximización intertemporal.

Además, en un contexto de existencia de imperfecciones en los mercados de capitales es probable que las empresas se enfrenten a restricciones de liquidez operativas si quieren ajustar su nivel de empleo al óptimo muy rápidamente. Esto hará que se comporten como si se enfrentasen a costes de ajuste estrictamente convexos, distribuyendo su demanda de empleo a lo largo del tiempo. Las empresas demandan empleo con objeto de alcanzar el objetivo deseado n_i que es el de máximo beneficio. Sin embargo, si este proceso de ajuste lo realizan bruscamente pueden surgir restricciones de liquidez que dificulten su financiación. Las empresas pueden padecer restricciones cuantitativas de crédito dependiendo de sus beneficios pasados, de su nivel de endeudamiento y de la composición del mismo. Estas restricciones serán menos probables cuanto mayores sean los fondos generados por la empresa, ya que tendrán que recurrir en menor medida a los mercados externos de capitales. Además, si los prestamistas utilizan las variables financieras como indicadores de solvencia, tendrán una menor dificultad para financiar su demanda de empleo las empresas menos endeudadas, a menor plazo y con menor dependencia del crédito bancario.

Una forma de introducir todo esto en el modelo es derivar una función de empleo en un contexto de costes de ajuste cuadráticos donde la velocidad de ajuste (inversa del parámetro de costes de ajuste) al nivel objetivo de empleo es una función de los beneficios pasados y de la situación financiera de la empresa ². Así, el criterio de decisión de la

² Véase Mato (1988) para una aplicación al caso de la demanda de inversión.

empresa será minimizar los costes de ajuste, representados por una función de pérdida cuadrática ³:

$$\text{Mín}_{\{n_{it}\}} [n_{it} - n_{it}^*]^2 + \lambda_{1it}(\Delta n_{it})^2 - 2\lambda_{2it}\Delta n_{it}\Delta n_{it}^*] \quad (4)$$

sujeto a:

$$n_{it}^* = \alpha_1 k_{it} + \alpha_2(w - p)_{it} + \alpha_3 \mu t + \alpha_4(pm - p)_{it} + \eta_i \quad (5)$$

y

$$\lambda_{1it} = \varphi_0 - \varphi_1 \frac{\pi_{it-1}}{\Delta n_{it}} + \varphi_2 \frac{CDE_{it}}{\Delta n_{it}} + \varphi_3 \frac{DML_{it}}{\Delta n_{it}} + \varphi_4 \frac{DBC_{it}}{\Delta n_{it}}, \quad (6)$$

donde:

- CDE: Coeficiente de endeudamiento.
- DML: Proporción de deuda a medio y largo plazo.
- DBC: Proporción de deuda contraída con entidades de crédito.

El horizonte de optimización es sólo de un período. Por tanto, estamos analizando el proceso de ajuste del empleo actual al nivel deseado sin tener en cuenta el hecho de que, en un marco realista de optimización intertemporal, la elección de n_{it} no es independiente de n_{it+1} . De esta forma se está adoptando en cierto modo una perspectiva miope dejando de lado el tema de modelización de expectativas, pero, dadas las limitaciones de la muestra empleada en cuanto al número de cortes transversales, el marco adoptado parece suficiente para acometer el análisis empírico.

La condición de primer orden del problema descrito en la ecuación (4) es:

$$(n_{it} - n_{it}^*) + \lambda_{1it}\Delta n_{it} - \lambda_{2it}\Delta n_{it}^* = 0 \quad (7)$$

sustituyendo (5) y (6) en (7) obtenemos:

$$n_{it} = \beta_1 n_{it-1} + \beta_2 k_{it} - \beta_3 k_{it-1} + \beta_4(w - p)_{it} - \beta_5(w - p)_{it-1} + \beta_6 \mu t + \beta_7(pm - p)_{it} - \beta_8(pm - p)_{it-1} + \beta_9 \pi_{it-1} + \beta_{10} CDE_{it} + \beta_{11} DML_{it} + \beta_{12} DBC_{it} + \eta_i, \quad (8)$$

³ La función de pérdida incluye el coste de estar fuera del equilibrio, el coste de ajuste y un tercer término que implica que la pérdida se atenúa si la empresa se mueve en la dirección correcta. Este último término se incluye, ya que, de lo contrario, impondríamos restricciones muy fuertes en los parámetros del modelo.

donde la relación de los coeficientes con los parámetros originales de (4), (5) y (6) viene dada por las siguientes restricciones:

$$\begin{aligned}
 \beta_1 &= \frac{\varphi_0}{1 + \varphi_0} & \beta_2 &= \frac{\alpha_1(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} & \beta_3 &= \frac{\lambda_2\alpha_1}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_4 &= \frac{\alpha_2(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} & \beta_5 &= \frac{\lambda_2\alpha_2}{1 + \varphi_0} & \beta_6 &= \frac{\alpha_3}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_7 &= \frac{\alpha_4(1 + \lambda_4)}{1 + \varphi_0} & \beta_8 &= \frac{\lambda_2\alpha_4}{1 + \varphi_0} & \beta_9 &= \frac{\varphi_1}{1 + \varphi_0} \\
 \beta_{10} &= \frac{-\varphi_2}{1 + \varphi_0} & \beta_{11} &= \frac{-\varphi_3}{1 + \varphi_0} & \beta_{12} &= \frac{-\varphi_4}{1 + \varphi_0} .
 \end{aligned}$$

Como ya comentamos en la introducción, estimaremos la ecuación (8) para dos submuestras de empresas según tengan o no holgura financiera. Parece lógico esperar que en la submuestra de empresas con holgura financiera las variables financieras *CDE*, *DML* y *DBC* tengan un efecto nulo o muy pequeño, ya que es menos probable que se enfrenten a restricciones de liquidez operativas a la hora de ajustar su nivel de empleo al óptimo.

Hasta aquí nos hemos centrado en un modelo de demanda de trabajo tradicional. Los beneficios de la empresa son maximizados cuando la productividad marginal del trabajo iguala al salario real, con lo que el empleo depende de los costes laborales de la empresa. Frente a esta visión que relaciona directamente las fluctuaciones en el empleo con cambios en el salario propio de la empresa, otros modelos, como el de salarios de eficiencia, conceden un papel al salario alternativo en la determinación del empleo.

Los modelos de salarios de eficiencia, que surgen en un contexto en el que la persistencia de elevadas tasas de desempleo en las economías modernas da lugar a una serie de teorías de determinación de salarios no competitiva tratando de explicar esa persistencia, dan racionalidad al paro involuntario como consecuencia de la rigidez salarial. Su idea fundamental es que las empresas fijan los salarios y obtienen algún beneficio pagando salarios altos. La hipótesis básica es que la productividad de los trabajadores es función del salario que reciben comparado con el salario alternativo, entendiendo por salario alternativo aquel que refleja las oportunidades del empleado fuera de la empresa. Este tipo de modelos justifica, por tanto, la presencia del salario alternativo en una función de demanda de trabajo.

En nuestro caso, introduciendo el trabajo expresado en unidades de eficiencia en la función de producción:

$$Y_{it} = A_t K_{it}^\alpha [e(W_{it}/WA_{it})N_{it}]^\beta M_{it}^\gamma e^{\mu_{it}},$$

donde e es el esfuerzo y WA es el salario alternativo, obtendríamos una expresión del empleo objetivo, n_t^J , que dependería también del salario alternativo (WA).

Como puede verse en Nickell y Wadhvani (1987), el efecto del salario alternativo en el empleo es ambiguo, pudiendo tener dos efectos opuestos. La caída en la productividad, generada por un aumento del salario alternativo, puede implicar, por un lado, que se necesiten más trabajadores para producir el mismo nivel de *output*, y por otro, genera un aumento en los costes laborales unitarios que puede hacer disminuir el empleo y el *output*. Si predomina el primer efecto, un aumento del salario alternativo producirá un aumento del empleo.

Con la introducción del salario alternativo en la ecuación de determinación del empleo se hace un test indirecto de la hipótesis de salarios de eficiencia, analizando su consistencia con el comportamiento de la empresa, y en nuestro caso, al estimar la ecuación de empleo para dos submuestras (con o sin holgura financiera) podremos contrastar si esta hipótesis es más o menos relevante según la situación financiera de la empresa.

La ecuación a estimar será, por tanto⁵:

$$\begin{aligned} n_{it} = & \beta_1 n_{it-1} + \beta_2 k_{it} - \beta_3 k_{it-1} + \beta_4 (w - p)_{it} - \beta_5 (w - p)_{it-1} + \\ & + \beta_6 \mu_{it} + \beta_7 (pm - p)_{it} - \beta_8 (pm - p)_{it-1} + \beta_9 \pi_{it-1} + \beta_{10} CDE_{it} + \\ & + \beta_{11} DML_{it} + \beta_{12} DBC_{it} + \beta_{13} (wa - p)_{it} - \beta_{14} (wa - p)_{it-1} + \eta_{it}, \quad (9) \end{aligned}$$

siendo la relación de los coeficientes β_{13} y β_{14} con los parámetros originales:

$$\beta_{13} = \frac{\alpha_2(1 + \lambda_2)}{1 + \varphi_0} \quad \beta_{14} = \frac{\lambda_2 \alpha_2}{1 + \varphi_0}.$$

⁴ En España, y empleando también datos provenientes de la Central de Balances del Banco de España, se ha contrastado la hipótesis de salarios de eficiencia en dos trabajos anteriores (Alonso, 1989, y Anchuelo, 1989), no pudiendo rechazarse en ninguno de los dos casos.

⁵ La definición de las variables está en el Apéndice A.2.

3. Estimación y resultados

La estimación se realiza empleando un panel completo de 482 empresas privadas industriales no energéticas, provenientes de la Central de Balances del Banco de España, para el período 1984-1988.

Esta muestra contiene únicamente las empresas con beneficio contable positivo en todo el período muestral. Este filtro previo se aplica debido a que las empresas con pérdidas no tienen posibilidad de repartir dividendos, pero hay que tener presente que lo que se está estimando es $E[n_{it} | j_{it} > 0]$, con lo que se está introduciendo un mecanismo de selección adicional. Aunque los parámetros estimados serán consistentes condicionados a la información que se ha utilizado, el procedimiento correcto sería estimar primero la probabilidad de que la empresa tenga beneficios positivos, empleando una muestra más amplia de empresas con beneficios positivos y negativos, y estimar la ecuación de empleo incorporando el término de corrección de selectividad.

Dentro de nuestra muestra de 482 empresas distinguiremos dos sub-muestras en función de su política de dividendos:

- 191 empresas sin holgura financiera.
- 291 empresas con cierto grado de holgura financiera.

Para cada una de las cuales se estimará la ecuación (9), de demanda de empleo, incluyendo y sin incluir las variables financieras.

La estimación se realiza empleando técnicas de datos de panel, es decir, explotando la variación temporal y transversal de los datos. En este contexto, parece lógico esperar la presencia de efectos fijos individuales. Con objeto de eliminarlos, se transforma el modelo en primeras diferencias ⁶, asegurándose de esta forma la consistencia de las estimaciones aunque exista correlación entre los regresores y este efecto específico de empresa. Incluso así, las estimaciones realizadas por mínimos cuadrados ordinarios sólo serán consistentes si todos los regresores son exógenos. En caso contrario será necesario estimar por variables instrumentales.

En nuestro caso, debido a la presencia de regresores que no son exógenos, las estimaciones se realizan por un método de variables instrumentales, el método generalizado de los momentos (*MGM*), en el que el conjunto de instrumentos válidos depende de los supuestos que hagamos sobre la exogeneidad de los regresores y sobre la autocorrelación de los residuos ⁷. En concreto, instrumentaremos ⁸ la variable depen-

Al tomar primeras diferencias y emplear retardos de algunas variables perdemos dos cortes transversales, por lo que el período de estimación es 1986-1988.

⁷ Para una explicación más detallada de la estimación de panel, véase Arellano y Bover (1990).

⁸ Los instrumentos empleados se detallan en las notas a los cuadros.

diente desfasada, el precio de las materias primas, ya que por construcción incluye la inversa de la variable dependiente, las variables financieras y el salario real. Este último, en un contexto de salarios de eficiencia, se determina simultáneamente con el empleo y, en ausencia de una ecuación adicional para el salario, habrá que instrumentarlo.

El cuadro I recoge los resultados de la estimación ⁹ de la ecuación de demanda de trabajo, sin incluir variables financieras, para las empresas con y sin holgura financiera, tras haber eliminado las variables que no son significativas.

En ambas submuestras, la elasticidad del empleo con respecto al salario propio tiene el signo negativo esperado, siendo algo mayor para las empresas con holgura financiera ($-0,767$ frente a $-0,622$).

La elasticidad respecto al *stock* de capital es positiva aunque con un valor muy pequeño en ambas submuestras ($e_k = 0,15$). Este valor tan pequeño ¹⁰ (y tan alejado del valor unitario que implica el supuesto de rendimientos constantes a escala) se debe, muy probablemente, a una medición incorrecta del *stock* de capital ¹¹, que sesgaría el coeficiente estimado a la baja. En cualquier caso, su incidencia en este caso es menos importante que en el caso de una ecuación de inversión.

En cuanto al precio de las materias primas, no es significativo en la ecuación de determinación del nivel de empleo en las empresas con holgura financiera y, en las empresas sin holgura financiera, aunque tiene el signo negativo esperado, su valor es muy pequeño ($e_{pm} = -0,03$) y sólo es significativo muy marginalmente ¹².

El precio de las materias primas es sólo una aproximación que presenta problemas importantes. Esto hace que, como en el caso del capital, el valor del coeficiente estimado sea difícilmente creíble y que, por tanto, se puedan obtener pocas conclusiones sobre su relevancia en las decisiones de empleo.

El efecto del salario alternativo es positivo y del mismo tamaño para los dos grupos de empresas (empresas con holgura financiera: $s_{wa} = 0,572$; empresas sin holgura financiera: $e_{wa} = 0,561$). Como ya se explicó en la sección anterior, el efecto del salario alternativo sobre el empleo puede

⁹ Todas las estimaciones se realizan empleando el programa DPD (Arellano y Bond, 1988) para la estimación de modelos dinámicos de panel.

¹⁰ En otros trabajos realizados con la misma muestra de empresas también se obtienen valores pequeños. Por ejemplo, en Bentolila y Saint-Paul (1991), la elasticidad respecto al *stock* de capital oscila entre 0,27 y 0,34.

¹¹ Véase en el Apéndice A.2 una definición precisa de nuestra construcción de la medida del *stock* de capital.

¹² Si se realiza un test de Wald de significación conjunta de $pm = p_u$ y $pm \sim p_{ir}$, el valor del estadístico obtenido sería 3,407, que no nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta.

[Valores críticos: $\chi^2(95\%) = 5,99$; $\chi^2(90\%) = 4,61$.]

explicarse, en un contexto de salarios de eficiencia, por la disminución en la productividad que produce un aumento del salario alternativo. Este efecto será positivo si, ante la caída de la productividad, las empresas contratan un mayor número de empleados para mantener el mismo nivel de *output*. Dado que en nuestro caso este efecto es el mismo en ambas submuestras, parece que, en principio, el efecto del salario alternativo en la determinación del nivel de empleo de las empresas es independien-

Cu ADRO I. *Variable dependiente: n_{it} . Período muestral: 1986-1988.*

Variables explicativas	Empresas con holgura financiera (291)	Empresas sin holgura financiera (191)
n_{it-1}	0,661 (9,870)	0,318 (3,647)
$(w - p)_{it}$	-0,810 (8,132)	-0,424 (3,377)
$(w - p)_{it-1}$	0,550 (4,720)	
k_{it}	0,009 (4,189)	0,102 (3,976)
k_{it-1}	-0,049 (2,449)	
$(pm - p)_{it}$		-0,072 (1,520)
$(pm - p)_{it-1}$		0,053 (1,430)
$(wa - p)_{it}$	0,735 (5,016)	
$(wa - p)_{it-1}$	-0,541 (2,996)	0,383 (3,264)
Wald test	280,48(7)	65,29(6)
Sargan test	19,66(21)	22,98(26)
m_1	-2,927	-2,648
m_2	1,914	-0,132
ES*	0,0	0,7

-Valores multiplicados por 100.

Notas (válidas para los cuadros I, II y III).

- (i) t -ratios entre paréntesis.
- (ii) Todas las regresiones incluyen *dummies* temporales.
- (iii) El test de Wald contrasta la significación conjunta de todas las variables explicativas. Se distribuye asintóticamente como una χ^2 (siendo k el número de regresores), bajo la hipótesis nula de no relación. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis. Valores críticos:

Cuadro I: χ^2_6 (95%) = 12,6; χ^2_7 (95%) = 14,1.

Cuadro II: χ^2_8 (95%) = 15,5.

Cuadro III: χ^2_{20} (95%) = 31,4.

- (iv) El test de Sargan es un test de restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una $f\hat{u}$ (k es el número de restricciones de sobreidentificación), bajo la hipótesis nula de validez de los instrumentos. Los grados de libertad aparecen entre paréntesis. Valores críticos:

Cuadro I: χ^2_{21} (95%) = 32,7; χ^2_{26} (95%) = 38,9.

Cuadro II: χ^2_{29} (95%) = 42,6; χ^2_{39} (95%) = 47,8.

Cuadro III: χ^2_{66} (95%) = 82,2.

- (v) m_1 y n_2 contrastan la correlación serial de primer y segundo orden, respectivamente, en los residuos. Se distribuyen asintóticamente como una $N(0,1)$, bajo la hipótesis nula de ausencia de correlación serial.
- (vi) El test de estabilidad es un test de significación conjunta de las interacciones con la variable ficticia. Bajo la hipótesis nula de no relación se distribuye asintóticamente como una χ^2 (siendo k el número de regresores). Los grados de libertad figuran entre paréntesis. Valor crítico:

Cuadro III: χ^2_{10} (95%) = 18,3.

- (vii) ES es el error estándar.
- (viii) Todas las estimaciones son en dos etapas con matrices de covarianzas y errores estándar robustos a heterocedasticidad.
- (ix) Instrumentos empleados: empleo, salario y precio de las materias primas desfasados desde $f = 1$ hasta $T-2$. En los cuadros II y III se usan también los desfases de las variables financieras, y en el cuadro III también las de las interacciones de las variables mencionadas antes con la *dummy*.
- (x) El test de Wald nos permite aceptar la significación conjunta de todos los regresores. El test de Sargan no rechaza la validez de los instrumentos. Los residuos en diferencias tienen autocorrelación negativa de primer orden (m_1) y no presentan autocorrelación de orden dos (m_2), lo cual es consistente con que el error en niveles sea ruido blanco.

te de su política de dividendos, es decir, de su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras.

Por otro lado, comparando las dos columnas del cuadro I, podemos observar que el coeficiente del empleo desfasado es sensiblemente mayor en las empresas con holgura financiera (0,66 frente a 0,32), es decir, su ajuste al nivel de empleo óptimo es más lento que en las empresas sin holgura financiera. De todas formas, antes de sacar conclusiones definitivas sobre este resultado, sería interesante comprobar si se mantiene al incluir las variables financieras en la estimación.

En el cuadro II se presentan las estimaciones de la ecuación de demanda de empleo incluyendo variables financieras para cada una de las dos submuestras.

La elasticidad del salario propio sigue siendo negativa y mayor en la submuestra de empresas con holgura financiera ($e_w = -0,879$ frente a $e_w = -0,585$), y el efecto del *stock* de capital continúa siendo positivo y muy pequeño para ambas submuestras.

Por otro lado, mientras que la introducción de variables financieras no afecta demasiado al coeficiente del empleo desfasado en el caso de las empresas con holgura financiera sí que lo hace en las otras empresas, aumentando de manera importante tanto su valor como su significación. Sin embargo, aunque la inclusión de variables financieras reduce la diferencia en la velocidad de ajuste entre ambas submuestras, en las empresas con holgura financiera, el ajuste al nivel de empleo óptimo sigue siendo más lento. Es decir, que a la hora de realizar su ajuste se enfrentan a un coste fijo, independiente de sus beneficios pasados y de su estructura financiera, más alto. Esta diferencia puede venir explicada porque las empresas estén aumentando o disminuyendo su empleo o bien por la distinta composición de su personal (entre proporción de fijos y eventuales), lo que haría que se enfrentaran a costes de ajuste diferentes (mayores en el caso de despido y sobre todo de personal fijo). Este tipo de hipótesis sería interesante contrastarlas en extensiones futuras del trabajo, pero de momento se salen de nuestro objetivo.

Tal como esperábamos *a priori*, las variables financieras tienen un mayor efecto en la determinación del empleo en las empresas sin holgura financiera. El nivel de beneficios pasados tiene un efecto positivo y significativo en ambas submuestras, y sin embargo, mientras que en las empresas con holgura financiera el nivel y composición del endeudamiento no son significativos, en las otras empresas tienen un efecto negativo.

Además, si nos fijamos en la estimación para la submuestra de empresas sin holgura financiera, vemos que, al incluir las variables financieras, el precio de las materias primas y el salario alternativo dejan de ser significativos en la ecuación de determinación del empleo. Parece, por tanto, que para las empresas sin holgura financiera, las variables financieras no son importantes sólo por su propio efecto sobre el empleo,

CUADRO II. *Variable dependiente: n_{ie} Período muestral: 1986-1988.*

Variables explicativas	Empresas con holgura financiera (291)	Empresas sin holgura financiera (191)
n_{it-1}	0,611 (10,28)	0,453 (5,251)
$(w - p)_{it}$	-0,861 (9,635)	-0,719 (7,949)
$(w - p)_{it-1}$	0,519 (5,311)	0,399 (5,058)
k_{it}	0,099 (4,352)	0,090 (3,666)
k_{it-1}	-0,042 (2,253)	-0,039 (1,922)
$(wa - p)_{it}$	0,798 (5,856)	
$(wa - p)_{it-1}$	-0,493 (3,078)	
π_{it-1}^*	0,6 (1,480)	0,6 (1,517)
CDE_{it}^*		-0,02 (1,504)
DML_{it}^*		
DBC_{it}^*		-0,1 (1,451)
Wald test	320,81(8)	147,84(8)
Sargan test	32,92(29)	40,38(39)
m_1	-2,7	-2,921
m_2	1,707	1,456
ES^*	0,89	0,75

* Valores multiplicados por 100.

sino que también tienen importancia a la hora de decidir el modelo de determinación de empleo.

Dado que las variables financieras tienen un efecto importante en las decisiones de empleo de las empresas, vamos a centrarnos en el modelo de determinación de empleo al incluir variables financieras.

Si nos fijamos en el cuadro II vemos que existen diferencias en las estimaciones de la demanda de empleo entre los dos tipos de empresas en que hemos dividido la muestra. Estas diferencias entre ambas sub-muestras vienen no sólo del efecto de las variables financieras, sino también de una mayor elasticidad respecto al salario propio y una mayor lentitud en el ajuste al empleo óptimo en las empresas con holgura financiera, así como de la presencia del salario alternativo en la ecuación de demanda de trabajo sólo en esta submuestra de empresas.

Con objeto de contrastar estas diferencias entre ambas submuestras de manera más rigurosa que la simple comparación de las estimaciones obtenidas en cada submuestra por separado, se llevó a cabo la estimación del modelo utilizando simultáneamente todas las empresas con los resultados que se presentan en el cuadro III.

Se crea la variable ficticia (D), que toma el valor 0 cuando la empresa pertenece a la submuestra de empresas sin holgura financiera, y 1 cuando la empresa pertenece al conjunto de empresas con holgura financiera, y se estima:

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + D(\alpha' n_{it-1} + \beta' x_{it}) + u_{it}. \quad (10)$$

Este modelo establece que para las empresas con holgura financiera, es decir, cuando $D = 1$:

$$n_{it} = (\alpha + \alpha') n_{it-1} + (\beta + \beta') x_{it} + u_{it}$$

y para las empresas sin holgura financiera ($D = 0$):

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + u_{it}.$$

representando, por tanto, α' y β' los incrementos de pendiente en el grupo de empresas con holgura financiera respecto al otro grupo. De esta forma, contrastamos si existen diferencias entre los coeficientes estimados para cada una de las submuestras sin más que contrastar la significación estadística de α , α' , β y β' y, al estar utilizando toda la muestra de empresas, ganamos grados de libertad en las estimaciones.

En el cuadro III se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (10), de la que se han eliminado el precio de las materias y la variable financiera DML , ya que no resultaban significativas.

El coeficiente del empleo desfasado es mayor para la submuestra de

CUADRO III. *Variable dependiente n_{it} . Período muestral 1986-1988 (482 empre*

Variables explicativas	Estimación con variables financieras
n_{it-1}	0,338 (3,339)
$(w - p)_{it}$	-0,471 (4,566)
$(w - p)_{it-1}$	0,100 (0,996)
k_{it}	0,115 (4,264)
k_{it-1}	-0,035 (1,442)
$(wa - p)_{it}$	-0,003 (0,020)
$(wa - p)_{it-1}$	0,252 (1,556)
π_{it-1}^*	0,781 (1,641)
CDE_{it}^*	-0,0293 (1,854)
DBC_{it}^*	-0,0922 (1,116)
$n_{it-1} \times D$	0,157 (1,413)
$(w - p)_{it} \times D$	-0,311 (2,202)

empresas con holgura financiera ^u (0,495 frente a 0,338), al igual que ocurría cuando estimábamos con cada submuestra por separado. Se observa que aunque el ajuste al nivel objetivo de empleo sigue siendo más lento en las empresas con holgura financiera, la diferencia respecto a la

^uPara la submuestra de empresas con holgura financiera ($D = 1$), los coeficientes serán $(b + b)$, es decir, la suma del coeficiente de la submuestra de empresas sin holgura financiera (b) y el coeficiente de la interacción con la variable ficticia (p').

sas).

Variables explicativas	Estimación con variables financieras
$(w - p)_{it-1} \times D$	0,389 (2,884)
$k_{it} \times D$	0,005 (0,158)
$k_{it-1} \times D$	0,003 (0,104)
$(wa - p)_{it} \times D$	0,660 (3,615)
$(wa - p)_{it-1} \times D$	-0,667 (3,821)
$(\pi_{it-1} \times D)^*$	-0,141 (0,240)
$(CDE_{it} \times D)^*$	0,0293 (1,681)
$(DBC \times D)^*$	0,085 (0,963)
Wald Test	385,1(20)
Sargan Test	70,779(66)
Estabilidad	28,851(10)
m_2ES^*	-3,020 1,698 0,79

* Valores multiplicados por 100.

otra submuestra es mucho menor que antes (si bien estos resultados no son directamente comparables con los de las tablas anteriores).

El efecto del salario propio es negativo y aproximadamente del mismo tamaño para los dos grupos de empresas (empresas sin holgura financiera: $e_w = -0,56$; empresas con holgura financiera: $e_w = -0,58$).

Si nos fijamos en el *stock* de capital observamos que las interacciones de la variable ficticia con k_j y k^{\wedge} no son significativas, es decir, no podemos rechazar que la diferencia entre los coeficientes de k_u y k_{u-x} de

la submuestra de empresas con holgura financiera y los de la otra submuestra sea cero. El efecto del *stock* de capital sobre la demanda de empleo es positivo pero con un valor muy bajo ($e_K = 0,1$), debido probablemente, como ya comentábamos antes, a errores en la medición de la variable *stock* de capital.

En cuanto a las variables financieras, si nos fijamos en el efecto de los beneficios pasados vemos que es positivo en ambas submuestras. El coeficiente de $n_{b-1} \times D$ no resulta ser significativo, es decir, el coeficiente que recoge la diferencia de pendiente entre ambas submuestras no es significativo. Para todas las empresas, tengan o no holgura financiera, la rentabilidad pasada afecta positivamente al empleo, es decir, cuanto mayores hayan sido los fondos generados por la empresa, menores dificultades tendrá para realizar sus decisiones de empleo, ya que, en primer lugar, tendrá que recurrir en menor medida a los mercados de capitales externos, donde podría sufrir restricciones cuantitativas del crédito y, en segundo lugar, en caso de tener que endeudarse, soportará una prima de riesgo menor.

Las variables que representan el nivel y la estructura del endeudamiento (*CDE* y *DBC*) tienen un coeficiente distinto en cada submuestra, siendo negativo en las empresas sin holgura financiera, y positiva la diferencia entre los coeficientes de las empresas con holgura financiera y los de las empresas sin holgura financiera (*CDE* $\times D$ y *DBC* $\times D$). (Aunque en el caso de *DBC* sólo aceptaríamos muy marginalmente que dichos coeficientes sean significativamente distintos de cero.)

Por tanto, en la submuestra de empresas sin holgura financiera, su demanda de trabajo será menor cuanto más endeudadas estén y con mayor dependencia del crédito bancario, mientras que, en las empresas con un mayor grado de holgura financiera, el nivel (*CDE*) y la composición (*DBC*) de su deuda no afectan a sus decisiones de empleo¹⁴. Con objeto de contrastar si efectivamente este efecto es nulo, se llevó a cabo un contraste tipo *t*, no pudiendo rechazarse la hipótesis de que los coeficientes de *CDE* y *DBC* para la submuestra de empresas con holgura financiera sean cero¹⁵.

Por tanto, los beneficios pasados tienen un efecto positivo en ambas submuestras, es decir, las empresas con una mayor rentabilidad tienen una mayor facilidad para acometer sus decisiones de empleo con independencia de su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras. Sin embargo, el nivel y la composición del endeudamiento

¹⁴ El coeficiente de *CDE* para la submuestra de empresas con holgura financiera será:
 $PCDE + PCDEXD = -0,0293 + 0,0293 = 0$.

El coeficiente de *DBC* para la submuestra de empresas con holgura financiera será:
 $KBC + PDBCXD = -0,0922 + 0,085 = 0,0072$.

¹⁵ Véase Apéndice A.4 para cálculo de la varianza de $(\frac{1}{2} + j8')$.

sólo tienen efecto, y negativo, en aquellas empresas con una mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras, tal y como esperábamos *a priori*.

Otra de las diferencias importantes entre ambas submuestras es el efecto del salario alternativo en la ecuación de demanda de empleo. En la muestra de empresas sin holgura financiera el salario alternativo no es significativo¹⁶, mientras que en las que tienen cierto grado de holgura financiera sí que lo es. Por tanto, el salario alternativo sólo tiene efecto en la determinación del empleo en las empresas con cierto grado de holgura financiera.

De este resultado parece desprenderse que sólo aquellas empresas «maduras» en lo que respecta a su estructura de capital, es decir, las empresas con cierto grado de holgura financiera, tienen la posibilidad de aumentar su productividad elevando sus salarios por encima del salario alternativo. Con objeto de confirmar estas impresiones sería interesante ver cuál es el salario relativo (w/wa) para cada una de las dos submuestras. Un salario relativo significativamente mayor para las empresas con holgura financiera, o «maduras», nos serviría de confirmación en el sentido indicado.

Como puede verse en el cuadro IV, el salario relativo medio es mayor en la submuestra de empresas con holgura financiera, tanto para el total de empresas como para cada uno de los grandes sectores. Estos resultados se mantienen también si comparamos los salarios relativos de cada submuestra año a año. La única excepción es el gran sector de Máquinas de Oficina y otros (7), para el cual es mayor el salario relativo en las empresas sin holgura financiera, pero hay que tener en cuenta que en nuestra muestra este sector está compuesto únicamente por dos empresas pertenecientes cada una a una submuestra distinta, por lo que en realidad no podemos considerar el resultado como representativo del gran sector.

Por tanto, si dejamos de lado esta excepción, los datos del salario relativo parecen confirmar nuestra suposición de que efectivamente sólo las empresas con una estructura de capital más madura pueden aumentar su productividad incrementando su salario por encima del salario alternativo. Además, el hecho de que esta diferencia en los salarios relativos de las dos submuestras se mantenga sistemáticamente sector a sector parece indicar que su origen no proviene de la adscripción de la empresa a uno u otro sector, sino de la madurez de su estructura de capital.

Todos nuestros resultados apuntan en el sentido de la existencia de

Si se realiza un test de significación conjunta de $(wa - p)$ y $(wa - />)$,¹⁶ obtenemos un valor del test de Wald $W(2) = 2,612$ que al compararlo con el valor de las tablas $\chi^2(95\%) = 5,99$ no nos permite rechazar la hipótesis de no significación conjunta de ambas variables.

CUADRO IV. *Salario relativo (W/Wa).*

Gran sector	Empresas sin holgura financiera (191)	Empresas con holgura financiera (291)
2. Minerales metálicos y siderometalúrgicos.	0,939	0,946
3. Minerales y productos no metálicos.....	0,741	0,916
	0,940	1,024
5. Productos metálicos	0,928	1,031
6. Maquinaria	1,042	1,116
7. Máquinas de oficina y otros	1,723	0,897
8. Material eléctrico.....	0,913	1,032
9. Material de transporte.....	0,884	1,029
10. Alimentación	0,803	1,009
11. Textil, vestido y calzado.....	0,920	1,089
12. Papel y derivados	0,850	0,905
13. Caucho y plásticos.....	0,801	0,968
14. Madera, corcho y otras manufacturas....	0,845	0,939
Total	0,891	1,009

Nota Los datos son medias 1986-1988.

diferencias entre ambas submuestras no sólo en el efecto de las variables financieras, sino también en el coeficiente del empleo desfasado y en la presencia o ausencia del salario alternativo en la ecuación de determinación del empleo.

4. Conclusiones

En este trabajo se ha tratado de analizar la influencia de las variables financieras sobre la demanda de empleo, utilizando datos de empresas provenientes de la Central de Balances del Banco de España para el período 1984-1988. Con objeto de identificar claramente el efecto de las variables financieras sobre el empleo, se ha dividido la muestra de em-

presas en dos grupos, según su mayor o menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras. La asignación de una empresa a una u otra submuestra se ha hecho en función de su política de distribución de dividendos al entender que ésta nos servía como un indicador del grado de holgura financiera de las empresas. *A priori* se esperaba que el efecto de las variables financieras en las decisiones de empleo fuera mayor para aquellas empresas con mayor probabilidad de estar restringidas financieramente.

Los resultados obtenidos nos permiten constatar la importancia de la inclusión de variables financieras en la modelización de las decisiones de empleo de las empresas.

La demanda de trabajo de las empresas será tanto mayor cuanto mayores sean sus beneficios pasados, en el sentido de que tendrán una menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras al tratar de ajustar el nivel de empleo existente al objetivo. Este resultado se mantiene con independencia del grado de holgura financiera de las empresas. Sin embargo, encontramos importantes diferencias entre las dos sub-muestras respecto al efecto del nivel y composición de su endeudamiento sobre el empleo. Mientras que en las empresas con una mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras su demanda de trabajo será menor cuanto mayor y con más dependencia del crédito bancario sea su deuda, en las empresas con holgura financiera sus decisiones de empleo no se ven afectadas por el nivel y composición de endeudamiento. Las empresas con cierto grado de holgura financiera, por disponer de más recursos internos o por tener más facilidad para obtener fondos externos, tendrán una menor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras operativas a la hora de llevar a cabo sus decisiones de empleo, de ahí que las variables financieras no tengan ningún efecto en su demanda de trabajo, mientras que en las empresas sin holgura financiera, las variables financieras *CDE* y *DBC*, al ser empleadas por los prestamistas como indicadores inversos de solvencia, tienen un efecto negativo sobre el empleo, ya que, cuanto más endeudadas estén y con mayor dependencia del crédito bancario, más dificultades encontrarán para financiar su ajuste del nivel de empleo existente al objetivo.

Dado que el vínculo entre factores financieros y actividad real se origina en presencia de imperfecciones en los mercados de capitales, nuestros resultados se pueden interpretar como una evidencia de la existencia de mercados de capitales imperfectos, así como de que este vínculo entre decisiones reales y financieras es especialmente importante **para** las empresas con mayor probabilidad de enfrentarse a restricciones financieras.

K Respecto al resto de los determinantes del empleo existe otra diferencia significativa entre ambas submuestras. Mientras que las empresas *Pn* holgura financiera fijan su demanda de trabajo únicamente en fun-

ción de sus costes laborales, en las empresas más «maduras» financieramente el salario alternativo también juega algún papel. Sólo las empresas con holgura financiera tienen la posibilidad de aumentar su productividad elevando su salario por encima del salario alternativo.

Este resultado es especialmente interesante si se tiene en cuenta que dicha diferencia entre ambas submuestras sólo se pone de manifiesto al incluir las variables financieras en la ecuación de demanda de trabajo.

Por tanto, todos nuestros resultados señalan la importancia de la inclusión de variables financieras en la ecuación de demanda de trabajo así como de separar la muestra de empresas en función de su grado de holgura financiera. Por un lado hemos visto que las variables financieras son importantes (de ahí el interés de su inclusión), pero no lo son por igual para ambas submuestras, así como tampoco es el mismo el modelo de determinación de la demanda de trabajo (de ahí el interés de separar la muestra).

En cualquier caso, este trabajo sólo es una primera aproximación que cuenta con algunas limitaciones que podrían abordarse en extensiones futuras del trabajo. Como ya se comentó en la introducción, existen básicamente dos problemas generados por la selección de la muestra. En primer lugar, el hecho de que la muestra contenga únicamente empresas con beneficio contable positivo en todo el período muestral y, en segundo lugar, el que la separación muestral se haga con un criterio que depende de la evaluación de los dividendos a lo largo del período de estimación, por lo que es endógena. Además sería interesante profundizar en la explicación de la diferencia en los costes de ajuste de una y otra submuestra.

Apéndices

A.I. Selección de la muestra

Este trabajo se ha realizado con datos procedentes de la Central de Balances del Banco de España, que proporciona información sobre los estados de equilibrio financiero, origen y aplicación de fondos y resultados de las empresas que contestan al cuestionario.

Con objeto de dotar a la muestra de la mayor homogeneidad posible, sólo nos ocupamos de las empresas privadas industriales no energéticas (sectores 12-47 de la clasificación de Central de Balances).

Se ha optado por fijar una muestra constante de empresas a lo largo del periodo (1983-1988), seleccionando aquellas empresas que contestan a todos los cuestionarios. Se hace así porque la variabilidad en el número de empresas que contestan a los cuestionarios no es un fenómeno al que pueda darse una interpretación económica en términos de entradas y salidas de empresas en los mercados.

A este colectivo de empresas se le aplica un conjunto de filtros, excluyéndose las siguientes empresas:

- Con activo neto o patrimonio neto nulos o negativos algún año.
- Con un coste medio de los recursos ajenos superior al 50 por ciento.
- Aquellas cuyo inmovilizado material se multiplica o divide de un año a otro por un factor superior a 3.
- Aquellas que tienen gastos de personal positivos y no tienen empleados.
- Empresas con beneficio contable negativo o nulo algún año.

Como resultado de este proceso de selección, la muestra resultante es de 482 empresas para las que hay cinco observaciones temporales

(1984-1988). (El año 1983 se pierde, ya que las variables procedentes del estado financiero se toman como media entre los balances de dos años consecutivos.)

A.2. Definición de las variables

A continuación se definen las variables utilizadas en el análisis, con referencia a los conceptos correspondientes de los distintos estados [equilibrio financiero (*EF*), resultados (*ER*) y origen y aplicación de fondos (*EO*)] de la Central de Balances. Las variables procedentes del estado de equilibrio financiero se toman como media entre los balances de dos años consecutivos.

* Personal total (N = Personal fijo +

$$+ \frac{\text{Personal eventual} \times \text{n.º semanas}}{52} \text{ (Datos complementarios).}$$

* PM = Precio de las materias primas =

$$= \frac{\text{Consumos intermedios}}{\text{Personal total}} = \frac{\text{Producción (ER)} - \text{Valor añadido (ER)}}{\text{Personal total}}$$

* P : índice de precios desagregado a 42 sectores industriales según la clasificación de la Central de Balances.

* WA = Salario alternativo = $(1 - u^{\wedge} JW^{\wedge} + u^{\wedge} \times \text{Prestaciones de desempleo})$

siendo:

$$u_{\text{SECTOR}} = \left(1 - \frac{\text{Población activa ocupada del sector}}{\text{Población activa del sector}} \right),$$

tomando los datos de población activa y población activa ocupada de la *EPA* de acuerdo con las equivalencias que se presentan en el apéndice A.5.

$$W_{\text{MEDIO}} = \left(\frac{\sum \text{Gastos de personal ocupado del sector}}{\sum \text{Personal total del sector}} \right),$$

rada en el apéndice A.5.

Prestaciones de desempleo = 80% WC .

$$WC = \left(\frac{\text{Sueldos y salarios}}{\text{Personal total}} \right).$$

$$W = \text{Costes laborales} = \frac{\text{Gastos de personal (ER)}}{\text{Personal total}}.$$

n = Beneficio contable = Resultado neto total (ER) - Impuesto sobre beneficios (EO).

$$CDE = \text{Coeficiente de endeudamiento} = \frac{\text{Recursos ajenos (EF)}}{\text{Patrimonio neto (EF)}} \times 100.$$

$$K = \text{Stock de capital ajustado real} = KNM \times \frac{P_0}{P_{(t-EM)}}$$

$$\text{iendo: } = \frac{\text{Recursos ajenos a medio y largo plazo (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100.$$

$$DE \quad EM = \frac{\text{Amortización acumulada del inmovilizado material}}{\text{Dotación a amortizaciones (ER)}}$$

$$= \frac{\text{Préstamos (EF)} + \text{Efectos comerciales descontados (EF)}}{\text{Recursos ajenos (EF)}} \times 100.$$

KNM = Stock de capital = Inmovilizado material bruto (EF) - Amortización acumulada del inmovilizado material.

P = Deflactor de formación bruta de capital fijo de Contabilidad Nacional.

Como en algunas empresas EM era muy grande y hubiéramos necesitado disponer del deflactor para años en que no estaba disponible, se izo EM máximo igual a 20.

A.3. Estadísticos descriptivos

Muestra de empresas con holgura financiera (291 empresas).

	Media	Desviación típica	Mínima	Máxima
n_{it}	5,230	1,218	2,197	9,921
$(w - p)_{it}$	-4,292	0,342	-5,894	-3,301
k_{it}	6,295	1,810	1,462	12,143
$(pm - p)_{it}$	3,100	0,776	-6,162	0,534
$(wa - p)_{it}$	-4,264	0,203	-4,753	-3,822
π_{it-1}	4,173	1,678	-0,635	9,553
CDE_{it}	54,404	68,338	0,000	656,470
DML_{it}	19,716	27,577	0,000	100,000
DBC_{it}	84,708	28,820	0,000	100,000

Muestra de empresas sin holgura financiera (191 empresas).

	Media	Desviación típica	Mínima	Máxima
n_{it}	4,745	1,176	1,946	8,578
$(w - p)_{it}$	4,468	0,380	-5,837	-3,365
k_{it}	5,435	1,579	1,256	10,089
$(pm - p)_{it}$	-3,257	0,788	-5,663	-0,750
$(wa - p)_{it}$	-4,305	0,192	-4,749	-3,839
π_{it-1}	2,954	1,619	-0,851	6,840
CDE_{it}	87,778	97,186	0,000	583,100
DML_{it}	18,866	24,732	0,000	100,000
DBC_{it}	85,721	26,740	0,000	100,000

Muestra total de empresas (482 empresas).

	Media	Desviación típica	Mínima	Máxima
n_{it}	5,038	1,224	1,946	9,921
$(w - p)_{it}$	-4,362	0,367	-5,894	-3,301
k_{it}	5,954	1,772	1,256	12,143
$(pm - p)_{it}$	-3,162	0,784	-6,162	-0,534
$(wa - p)_{it}$	-4,280	0,200	-4,753	-3,822
π_{it-1}	3,690	1,759	-0,851	9,553
CDE_{it}	67,629	82,606	0,000	656,470
DML_{it}	19,379	26,481	0,000	100,000
DBC_{it}	85,109	28,009	0,000	100,000

A.4. Cálculo de varianzas de los coeficientes estimados para la submuestra de empresas con holgura financiera (para la estimación presentada en el cuadro III).

Partiendo de la ecuación (10):

$$n_{it} = \alpha n_{it-1} + \beta x_{it} + D(\alpha' n_{it-1} + \beta' x_{it}) + u_{it},$$

donde $D = \begin{cases} 1 & \text{empresa con holgura financiera} \\ 0 & \text{empresas sin holgura financiera} \end{cases}$

β : pendiente empresas sin holgura financiera.

β' : diferencia entre pendiente de empresas con holgura financiera y sin holgura financiera.

$(\beta + \beta')$: pendiente empresas con holgura financiera.

Al estimar la ecuación (10) obtenemos $\hat{\beta}$ y $\hat{\beta}'$, siendo el coeficiente de la submuestra con holgura financiera $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$. Para poder hacer inferencia sobre este parámetro tendremos que calcular su varianza.

La varianza de $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$ será:

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = \text{var}(\hat{\beta}) + \text{var}(\hat{\beta}') + 2\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}').$$

Dado que conocemos todo, no tendremos más que calcular $\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$ y así podremos hacer contrastes sobre $(\hat{\beta} + \hat{\beta}')$.

En nuestro caso, por ejemplo, tendremos:

CDE:

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0$$

$$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}') = -0,2 \times 10^{-7}$$

$$\text{var}(\hat{\beta} = \hat{\beta}') = 0,14 \times 10^{-7}$$

DBC:

$$\hat{\beta} + \hat{\beta}' = 0,0072$$

$$\text{cov}(\hat{\beta}, \hat{\beta}') = -0,68 \times 10^{-6}$$

$$\text{var}(\hat{\beta} + \hat{\beta}') = 0,10 \times 10^{-6}.$$

Si a través de un contraste t contrastamos la hipótesis de $\$ + \$' = 0$ no podemos rechazarla en ninguno de los dos casos.

A.5. Denominaciones y equivalencias sectoriales

Sector	Central de Balances	EPA
	6-11	—
2. Minerales metálicos y sidero-	12, 14, 15	21 + 22
3. Minerales y productos no metá-	13, 16, 17, 18, 19-20, 23	23 + 24
4. Químico.....	20-23	25
5. Productos metálicos	24	31
6. Maquinaria	25, 26 (excepto 330 de CNAE)	32-35
7. Máquinas de oficina y otros ...	33 y 330 de CNAE	39
8. Material eléctrico	27, 28, 34	32-35
	29-32	36-38
10. Alimentación	35-39	41 + 42
11. Textil, vestido y calzado.....	40-42	43-45
12. Papel y derivados	44, 45	47
13. Caucho y plásticos.....	46	46 y 48 + 49
14. Madera, corcho y otras manu facturas.....	43,47	46 y 48+ 49

Referencias bibliográficas

- Alonso, C. (1989): «Salarios de eficiencia y mercado de trabajo. Análisis para el caso español con datos de panel». CEMFT. (mimeo).
- Anchuelo, A. (1989): «A direct test of the efficiency wage hypothesis: the Spanish case». Universidad Complutense (mimeo).
- Arellano, M., y Bond, S. (1988): «Dynamic panel data estimation using DPD. A guide for users». Institute for Fiscal Studies. *Working Paper* 88/15, London.
- Arellano, M., y Bond, S. (1991): «Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations». *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M., y Bover, O. (1990): «La Econometría de Datos de Panel». *Investigaciones Económicas*. Volumen XIV, n.º 1, 3-45.
- Arrazola, M.; De Hevia J., y Mato, G. (1990): «Determinantes de la distribución de dividendos». *Documento FEDEA* 90-10.
- Bentolila, S., y Saint-Paul, G. (1991): «The macroeconomic impact of flexible labor contracts: an application to Spain». *Documento CEMFI* 9106.
- Fazzari, S.; Hubbard, R. G., y Petersen, B. C. (1988): «Financing constraints and corporate investment». *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 141-195.
- Gertler, M., y Hubbard, G. (1988): «Financial factors in business fluctuations». *NBER WP*, n.º 2.758.
- Mato, G. (1988): «Investment demand at the firm level: The case of Spain», *Reserches Economiques de Louvain* 54, 325-336.
- (1989): «Inversión, coste del capital y estructura financiera: un estudio empírico». *Moneda y Crédito* 188 (segunda época), 1, 177-201.
- Nickell, S., y Wadhvani, S. (1987): «Financial factors, efficiency wages and employment: Investigations using UK micro-data». Centre for Labour Economics, London School of Economics, *Working Paper*, n.º 993.

Capítulo 6

FACTORES DETERMINANTES DE LOS SALARIOS: EVIDENCIA PARA LA INDUSTRIA ESPAÑOLA *

Javier Andrés Universidad
de Valencia

Jaume García Universitat
Pompeu Fabra

1. Introducción

El mecanismo de determinación de salarios constituye una pieza fundamental del funcionamiento de un sistema económico y determina su capacidad de respuesta a las perturbaciones exógenas. Este mecanismo ha sido analizado empíricamente en España, básicamente a través de ecuaciones de salarios estimadas utilizando información agregada de corte temporal. Los principales resultados que se obtienen de estos ejercicios pueden resumirse en tres conclusiones. En primer lugar, el mercado de trabajo tiene un funcionamiento no competitivo. Los salarios responden al exceso de oferta, pero no hasta el punto de facilitar la eliminación del desempleo. En segundo lugar, los salarios agregados están fuertemente indiciados respecto a la productividad. Por último, productividad y tasa de paro no son los únicos determinantes de la evolución de los salarios reales. En general, son necesarias otras variables para explicar adecuadamente el comportamiento temporal de la rentas del trabajo.

Junto a estas respuestas, las ecuaciones agregadas de salarios dejan planteadas muchas preguntas. El análisis de dos de estas cuestiones constituye el objetivo del presente trabajo. La influencia de la productividad sobre los salarios no está adecuadamente explicada, a pesar de su importancia, ya que condiciona el impacto del progreso técnico sobre el empleo. Aunque a largo plazo la hipótesis de neutralidad del empleo respecto al progreso técnico puede aceptarse, los diferenciales de pro-

* Los autores agradecen la financiación del Instituto de Estudios Fiscales para la realización de este trabajo. También agradecen los útiles comentarios de Manuel Arellano, Jordi Jaumandreu y un evaluador anónimo a una versión anterior del mismo.

ductividad pueden provocar fuertes reasignaciones en el empleo entre sectores productivos, e incluso afectar temporalmente al volumen agregado de desempleo. Las diferencias de productividad entre sectores pueden manifestarse bien en diferencias salariales o en diferencias de empleo. Cuál de estos resultados es más probable depende crucialmente de la indiciación de los salarios nominales respecto al valor de la productividad a nivel microeconómico (empresa o sector). Además, el grado de indiciación de los salarios de cada sector respecto a la productividad (y a otras condiciones específicas) permite también discriminar entre modelos alternativos de fijación de salarios.

La persistencia del desempleo o *hysteresis* es uno de los fenómenos para los cuales existe evidencia empírica, sin que podamos explicar sus causas. La información utilizada en este trabajo permite evaluar los méritos relativos de enfoques alternativos. Si la tendencia del desempleo a mantenerse durante largo tiempo fuera de su promedio histórico es debida a la insensibilidad de los salarios a las condiciones externas a la empresa, la reducción del desempleo de equilibrio pasa por reducir los factores en los que se asienta el poder de los trabajadores empleados (costes de ajuste del empleo). La recomendación de política microeconómica es muy diferente si esta persistencia se basa en la pérdida progresiva de la capacidad de ajuste del mercado de trabajo debido al empeoramiento de la estructura del desempleo, en particular a la consolidación de un grupo de parados de larga duración que no contribuyen a reducir la presión salarial.

En la sección 2 se plantea el marco teórico y se identifican aquellos parámetros de la ecuación de salarios que resultan fundamentales para la discriminación entre enfoques alternativos. En las secciones 3 y 4 se presentan los principales resultados empíricos en relación a las dos cuestiones planteadas en esta introducción. Se discute cuál es la variable nominal (productividad del sector frente a salario agregado) que guía la evolución de los salarios y se contrasta el papel de las distintas variables que aproximan las causas de la persistencia. En ambos casos los factores agregados predominan sobre los sectoriales, lo que nos proporciona una imagen del mercado de trabajo en nuestro país en el que la negociación salarial trasciende al ámbito de la empresa o sector y en el que predominan las consideraciones de salario relativo sobre las condiciones específicas del centro de trabajo. En la última sección se resumen las principales conclusiones y se plantean algunas reflexiones de política económica.

2. Los determinantes del desempleo de equilibrio (NAIRU)

En el cuadro I se recogen diversas ecuaciones de salarios estimadas para la economía española, en base a información agregada de serie temporal. Las ecuaciones difieren en diversos aspectos¹, pero muestran, al menos, tres resultados comunes mencionados con anterioridad. El desempleo es fuertemente significativo y aparece siempre con el signo correcto, moderando la presión salarial. El desempleo de equilibrio es no estacionario, ya que todas las ecuaciones incluyen variables en el vector Z (o el desempleo retardado) que aproximan una *Tasa Natural* o *NAIRU* no estacionaria. Por último, se aprecia una notable indicación respecto a la productividad, que se sitúa en una elasticidad cercana a la unidad.

CUADRO I. Ecuaciones agregadas de salarios.

Coe (1988)

$$\Delta W = 2,98 + 1,01\Delta P + 0,87\Delta YL - 0,52(U - U^*) + \Omega Z$$

Andrés y García (1990)

$$\Delta W = 0,91\Delta P + 0,9\Delta YL + 0,2\Delta YL_{-1} - 0,88U + 0,81U_{-1} + \Omega Z$$

Dolado et al. (1986)

$$W = P + 1,1KL^s - 3,0U_{-1} + \Omega Z$$

Andrés et al. (1990)

$$W = -1,2 + P + 0,83^*KL^s - 1,1U + \Omega Z$$

Como se ha apuntado, esta evidencia es insuficiente en diversos aspectos. La propia variedad de variables incluidas en Z apunta a la presencia de serios problemas de identificación. En particular, la persistencia no queda convenientemente explicada, ya que en estos modelos no se detecta ningún efecto del paro de larga duración y/o del empleo retardado que permitan explicar la extraordinaria inercia de la tasa de paro en base a modelos de comportamiento individual. Por último, las ecuaciones agregadas no aportan una explicación adecuada de la influencia de la productividad en los salarios.

Para profundizar en estas cuestiones es preciso explicitar los funda-

¹ Las dos primeras se presentan en forma de curvas de Phillips, mientras que las restantes tienen un formato clásico de ecuación de salarios. La ecuación en Dolado *et al.* (1986) está estimada con datos industriales y el resto con variables agregadas. La variable productividad es diferente, utilizándose diversas *proxies*, como la productividad observada (YL) o el ratio capital-población activa (KU). Por último, las variables incluidas en el vector Z (*push factors*) son muy variadas, incluyendo variables fuertemente tendenciales.

mentos microeconómicos de la ecuación de salarios, así como movilizar un conjunto de información adecuado para discriminar entre modelos alternativos del comportamiento de la oferta de trabajo. La consideración de diversos cortes de información desagregada facilita la separación de efectos agregados y específicos en la determinación de los salarios de empresa o sector, permitiendo la estimación de parámetros que no están identificados cuando se utiliza información agregada. Nickell y Wadhwa-ni (1990) han propuesto aprovechar esta característica para distinguir entre los modelos de *insiders-outsiders* y otros enfoques no competitivos de la oferta de trabajo, como los modelos de salario de eficiencia o modelos con sindicatos. Desde el punto de vista de la política económica este ejercicio es relevante, ya que nos ayuda a comprender la naturaleza de los factores no competitivos que operan en el mercado laboral.

El marco teórico se deriva de Nickell (1990) y Nickell y Wadhvani (1990), y se desarrolla en detalle en Andrés y García (1991). Una versión reducida del mismo permite interpretar los resultados empíricos de las siguientes secciones. Consideremos la ecuación de oferta de trabajo relevante para la i -ésima empresa o sector dada por:

$$w_i = \mu[p_i + a_i + (1 - \alpha)(g(\tilde{z}_i) - n_i^*)] + (1 - \mu)(W - \delta U + Z), \quad (1)$$

en donde el subíndice i^* se aplica a las variables específicas del sector o empresa correspondiente, siendo el resto variables que recogen la influencia del mercado de trabajo en la determinación de w_i . salario agregado (W) y tasa de desempleo (U). Todas las variables excepto U están en logaritmos. Esta ecuación puede derivarse rigurosamente a partir de un modelo de negociación en el que n^* y $g(z_i)$ representan, respectivamente, el objetivo de empleo y el poder de los trabajadores empleados (*insiders*). El vector z_i incluye variables como la cuota de mercado, los beneficios, el tamaño de la empresa, etc. La probabilidad de que alguno de estos trabajadores pierda su empleo al salario fijado hace que los negociadores tengan en cuenta las condiciones del mercado de trabajo ajenas a la empresa. A su vez, el vector Z incluye un amplio conjunto de condiciones agregadas del mercado laboral que también influyen en el poder negociador de los trabajadores (subsidio de desempleo, *mis-match*, composición de la población activa y del desempleo, marco legal, etcétera).

Cuando el poder negociador de los *insiders* es muy elevado en relación al de los *outsiders*, n tiende a la unidad y la norma nominal que guía los salarios de la empresa es el valor de la productividad generada por sus empleados (p , +• a_i). Por el contrario, cuando n tiende a cero, la norma de referencia es el salario agregado; en este caso, nos encontramos en un modelo en el que los trabajadores empleados no pueden extraer rentas de situación y las condiciones generales de mercado de-

terminan el salario. Esta influencia del mercado no debe confundirse con la competencia perfecta. Nickell y Wadhvani (1987) muestran que ésta es una propiedad de otros modelos no competitivos del mercado de trabajo. Así, la estimación de λ se convierte en un contraste entre modelos no competitivos alternativos para explicar el funcionamiento del mercado de trabajo. La restricción sobre los parámetros asegura la neutralidad en variables nominales.

Suponiendo que las empresas venden sus productos en un mercado de competencia perfecta y que maximizan sus beneficios sujetas a una tecnología representada por la función de producción,

$$Y_i = A_i N_i^\alpha, \quad (2)$$

la demanda de trabajo puede expresarse como sigue:

$$n_i = (1 - \alpha)^{-1} \{a_i - (w_i - p)\}. \quad (3)$$

Si suponemos que todos los sectores son iguales, podemos obtener una expresión para la ecuación agregada de salarios,

$$w = p + a + (1 - \alpha)(g(\bar{z}) - n^*) - (1 - \mu)\mu^{-1}(\delta U - Z) \quad (4)$$

y aproximando la tasa de paro por la diferencia entre (los logaritmos de) la población activa (l^*) y el empleo, obtenemos:

$$U = \left[\frac{1}{\mu(1 - \alpha) + \delta(1 - \mu)} \right] [\mu(1 - \alpha)(l^* - n^*) + \mu(1 - \alpha)g(\bar{z}) + (1 - \mu)Z]. \quad (5)$$

Esta expresión muestra los determinantes del desempleo de equilibrio bajo distintos supuestos sobre el poder negociador de los *insiders*. Si éstos captan en *origen* las ganancias de productividad ($\beta = 1$), el desempleo agregado viene exclusivamente determinado por los objetivos y el poder relativo de los negociadores. Si, por el contrario, los salarios responden a las condiciones de mercado ($\beta = 0$), el empleo es proporcional a la oferta de trabajo, dando lugar a un desempleo que sólo depende de los factores Z .

Estas interpretaciones alternativas de la naturaleza del desempleo, en función del valor del parámetro β , se extienden igualmente a la explicación de las causas de la *hysteresis* o inercia de la *NAIRU*, tal y como refleja la siguiente ecuación².

$$U = \left[\frac{1}{\mu(1 - \alpha) + \delta(1 - \mu)} \right] [\mu(1 - \alpha)(l^* - n_{-1}) + \mu(1 - \alpha)g(\bar{z}) + (1 - \mu)(Z - \delta U_{-1})]. \quad (6)$$

Por último, el valor de f_i es un determinante fundamental de la composición sectorial del empleo en presencia de diferencias de productividad entre sectores. *Caeteris paribus*³, cuando f_i es inferior a la unidad los sectores retardatarios pierden empleo en favor de los más dinámicos. Considerando las expresiones (1) y (3) para dos sectores i, j obtenemos:

$$(w_i - w_j) = \mu(a_i - a_j) \quad (7)$$

$$(n_i - n_j) = (1 - \mu)(1 - \alpha)^{-1}(a_j - a_i). \quad (8)$$

Si cada sector se apropia plenamente de sus ganancias de productividad ($\mu = 1$), el salario en cada uno de ellos viene gobernado por el crecimiento de la productividad y no se traduce en variaciones del empleo. Las diferencias de productividad se manifiestan, por tanto, exclusivamente en diferencias salariales. Por el contrario, cuando μ es inferior a la unidad los diferenciales de productividad no son totalmente captados por los trabajadores de cada sector. Las condiciones generales del mercado de trabajo tienden a homogeneizar los salarios percibidos, con lo que la dispersión en la productividad se manifiesta en fuertes diferencias en el empleo. Los sectores más dinámicos presentan una ventaja comparativa, ya que sus salarios reales crecen por debajo de lo que las condiciones tecnológicas permiten, favoreciendo el crecimiento del empleo en detrimento de los sectores cuyos salarios reales crecen por encima de lo garantizado⁴.

La progresiva homogeneización de la estructura salarial en la industria, que se detecta en nuestro país, no parece compatible con un valor de f_i cercano a la unidad. La comparación entre las ecuaciones (1) y (4) ilustra con claridad las limitaciones de la estimación en base a información agregada. Es evidente que el parámetro μ no está identificado en (4), ya que el proceso de agregación genera una elasticidad unitaria de los salarios a la productividad. Por otra parte, si bien las diferencias entre las variables en z_j y Z se aprecian con nitidez en (1), la agregación hace en la práctica indistinguibles ambos efectos⁵. Un fenómeno parecido se aprecia en relación al análisis de las causas de la *hysteresis* o persistencia. Cuando el objetivo de los negociadores se aproxima me-

³ La respuesta sectorial del empleo a cambios en la productividad depende tanto de la forma de la función de demanda de trabajo como de la oferta. En este trabajo nos centramos únicamente en la importancia de la ecuación de salarios.

⁴ Puede demostrarse que en caso de heterogeneidad entre sectores, la evolución del desempleo agregado no es independiente de la estructura intersectorial del progreso tecnológico, salvo en el caso particular en que f_i es igual a la unidad (Andrés y García, 1991).

⁵ En ecuaciones agregadas, la significación de variables en z depende exclusivamente de su variabilidad temporal, con lo que tienden a confundirse empíricamente con las variables en Z .

diante retardos del *empleo agregado*, es difícil distinguir en la misma ecuación los efectos de esta variable de los del desempleo retardado, a pesar de que la justificación teórica es muy diferente. Por ello, los estudios empíricos más recientes se han orientado a la estimación de ecuaciones de salarios utilizando información desagregada (sectorial o de empresa).

Existe alguna evidencia en relación al orden de magnitud del parámetro n en España. En Andrés y García (1991) se estima la elasticidad relativa de los diferenciales salariales por sectores respecto a la productividad sectorial. Esta elasticidad es significativa pero reducida, situándose alrededor de 0,10. En el mismo sentido, Pérez y Doménech (1990) presentan una ecuación de salarios para el sector financiero de la economía española en 1988, en la que obtienen una elasticidad de 0,09 respecto a la productividad. Estos valores están muy lejos de la elasticidad de los salarios con respecto a la productividad estimada en ecuaciones agregadas. Como se aprecia en la comparación entre (1) y (4), el parámetro λ_i no está identificado en la estimación de ecuaciones agregadas. Por ello, las elasticidades cercanas a la unidad que se obtienen con frecuencia en los trabajos empíricos pueden ser debidas a un efecto agregación en modelos en los que se excluye (por definición) el salario alternativo.

3. Salarios y productividad: análisis empírico

En esta sección se recogen los resultados empíricos de más interés obtenidos a partir de estimaciones de la ecuación (1) utilizando la información contenida en la Encuesta Industrial e información agregada de Contabilidad Nacional. La información de la Encuesta Industrial corresponde a un sector económico coherente, y que ha sufrido en el período de referencia una fuerte caída de empleo asociada a la reconversión del aparato productivo. Al considerar datos sectoriales se eliminan algunos problemas de la información microeconómica relacionados con la representatividad muestral. Además, la Encuesta Industrial incluye una amplia información referida a 89 sectores productivos de la industria en España en el período 1978-1986, que facilita la separación entre factores agregados y específicos, lo que constituye el objetivo principal de este trabajo. A partir de ella se han obtenido el coste laboral por empleado (w_i), precios (p_i), valor añadido (y_i) y empleo (n_i); otras variables de interés son el número de establecimientos, los beneficios y el número total de horas trabajadas (h_i). Previa eliminación de los sectores 42-44, debido a la ausencia de datos de precios, se han agrupado los sectores restantes en 11 ramas de actividad coincidentes con la Encuesta de Población Activa para la obtención de la tasa de paro «sectorial» (u_i).

Partimos de la expresión:

$$w_i = \beta w_{i-1} + (1 - \beta)[\mu(p_i + y_i - n_i + z_i) + (1 - \mu)(W - \delta U + Z)], \quad (9)$$

que es una generalización de (1) en la que permitimos un ajuste lento del salario y hemos sustituido a_i por la productividad observada. Dada la importancia asignada al parámetro μ , se ha llevado a cabo un detallado proceso de especificación, consistente en la consideración de distintas opciones en los vectores z_i y Z ; este ejercicio permite también contrastar la robustez de los resultados obtenidos. El vector z_i incluye el valor de la productividad desfasado un período ($p_i + y_i - n_{i-1}$), el tamaño medio de la empresa en el sector (s_i), como aproximación al poder sindical, los beneficios por trabajador (π_i) que influyen en el poder relativo de trabajadores y empresarios en la negociación, la tasa de paro de la rama de actividad (u_i) y su primer retardo, así como el salario real retardado (w_{i-1}) para aproximar un efecto de corrección de error.

La corrección por horas trabajadas es necesaria por razones teóricas y empíricas. Por una parte la negociación salarial puede tener como objetivo no tanto el volumen de empleo y el salario por persona como las horas totales trabajadas y el correspondiente salario hora. Las razones empíricas que aconsejan esta inclusión son de dos tipos. Por una parte la exclusión de la variable $\{h_i - n_i\}$ sesga notablemente a la baja la estimación del parámetro μ . Esto se debe a la correlación negativa entre el valor de la productividad y el promedio de horas trabajadas. Esta correlación negativa es sorprendente si se observa en su dimensión temporal (ya que el aumento del promedio de horas trabajadas debe incrementar la productividad por empleado); sin embargo, puede estar reflejando fuertes diferencias tecnológicas por sectores, de forma que aquellos en los que el número de horas trabajadas por empleado es inferior tienden a mostrar una productividad mayor.

Puede argumentarse que en este caso debería aplicarse una corrección similar al salario alternativo (W), aproximado por el coste laboral por persona ocupada. Cuando la variable W aparece explícitamente, podemos considerar que la disminución secular de la jornada laboral queda recogida en la constante del modelo en diferencias. Esta crítica no afecta, sin embargo, a las ecuaciones en las que la influencia de las variables agregadas viene recogida por un grupo de variables artificiales, ya que en este caso la corrección se recoge automáticamente por medio de las *dummies* temporales. Por ello podemos considerar estas ecuaciones como el marco de referencia básico para evaluar el valor de μ , razón por la cual se han incluido en los cuadros correspondientes.

Se ha considerado una amplia gama de variables agregadas, aunque la limitación de grados de libertad impide un tratamiento conjunto de todas ellas. El impacto del salario alternativo se ha recogido mediante

el coste laboral agregado o por el correspondiente a la industria. La influencia del desempleo se ha analizado mediante diversas combinaciones de la tasas de desempleo industrial y agregada, en niveles y logaritmos, corrientes y desfasadas. Igualmente se ha tenido en cuenta el efecto moderador de la presión salarial debido al crecimiento de la proporción de parados de larga duración que buscan un empleo durante más de 12 ($t/12$) o de 24 ($t/24$) meses alternativamente.

El índice de desajuste laboral o *mismatch* (MM) (cuya construcción se detalla en Andrés *et al.*, 1990) aproxima el efecto que el desajuste entre ofertas y demandas de trabajo puede tener sobre la presión salarial; la tasa de sustitución, por otra parte, influye en el poder sindical a través de la situación relativa de los que resultan desempleados. Por último, la sorpresa de inflación retardada (A^2P_{-1}) pretende recoger diferencias en el comportamiento de los salarios agregados y los sectoriales en la recuperación de la inflación no anticipada. Esta variable tiene en el modelo una doble función. Por una parte, permite que los individuos cometan errores en la percepción de la variable nominal de referencia, y que traten de recuperarlos más adelante; además, esta variable es la menos tendencial de las variables agregadas consideradas, por lo que contribuye a captar fenómenos cíclicos y transitorios de desviaciones salariales respecto a la norma de referencia.

La estructura dinámica del modelo (9), así como la presencia de variables endógenas a la decisión de la empresa a la derecha de la igualdad, exigen la utilización de un estimador de variables instrumentales. En este trabajo se utiliza el estimador propuesto por Arellano y Bond (1988a), basado en el Método Generalizado de Momentos (MGM), y que permite una notable ganancia de eficiencia ampliando el conjunto de instrumentos disponibles. La versión en dos etapas de este estimador permite aumentar la eficiencia cuando los errores de (9) no son homocedásticos⁶. En el cuadro II se recogen diversas versiones del modelo básico. En todas ellas mantiene la misma estructura de variables sectoriales, imponiéndose la restricción de neutralidad en variables nominales, que se contrasta en la ecuación de la columna (2). La ecuación (1) es el modelo básico que incluye *dummies* sectoriales para las 11 agrupaciones comentadas con anterioridad. Los estadísticos más relevantes no muestran signos de mala especificación en la elección de los instrumentos, ni en la presencia de autocorrelación de segundo orden en los residuos de la ecuación en diferencias (que reflejaría autocorrelación de primer orden en la ecuación en niveles). El salario muestra una pequeña pero significativa inercia en el ajuste; se aprecia una influencia significativa de la

Las estimaciones se han llevado a cabo mediante el programa DPD (Arellano y Bond, 1988b) escrito en Gauss. El detalle de los estadísticos y de los instrumentos se recoge en las notas de los cuadros II a VI.

corrección por horas trabajadas y el tamaño promedio de la planta tiene el esperado efecto positivo sobre el crecimiento de los salarios. El desempleo, medido en logaritmos de la tasa de desempleo agregada, ejerce un efecto moderador sobre el crecimiento de los salarios. Sin embargo, este efecto es transitorio, ya que la eliminación del variable $t/_x$ empeora drásticamente el ajuste de la ecuación. Por último el índice de *mismatch* presenta el signo positivo esperado. El resto de la variables mencionadas no son significativas en esta especificación. La estimación puntual del parámetro λ_i se sitúa en 0,12⁷.

Las estimaciones recogidas en las columnas (2) a (4) confirman en gran medida los resultados del modelo básico. La ecuación de la columna (3) sustituye el conjunto de variables agregadas por *dummies* temporales. Los coeficientes de las variables sectoriales permanecen prácticamente inalterados, así como el resto de los estadísticos de las ecuaciones. El valor estimado del parámetro λ_i no difiere significativamente del valor obtenido en la ecuación de la columna (1). En la columna (2) se contrasta la restricción de neutralidad en variables nominales; la estimación libre del coeficiente del salario agregado da un valor de 1,07. La suma de los coeficientes de las variables nominales (excluyendo la productividad desfasada) se sitúa alrededor de 1,20; por otra parte, el resto de los estadísticos (*RSS*, *a*, etc.) no cambian significativamente entre (1) y (5), por lo que podemos concluir que el modelo básico no rechaza (al menos al 10 por ciento) la restricción de homogeneidad impuesta.

El modelo (1) ha sido estimado igualmente excluyendo las *dummies* sectoriales. Todo el efecto de esta exclusión se manifiesta en un incremento del parámetro λ_i , que se sitúa por encima de 0,15. La exclusión de estas variables empeora el ajuste significativamente, y puede rechazarse al 5 por ciento. Parecen existir diferencias en la tasa de crecimiento de los salarios que no son totalmente captadas por la especificación elegida; cuando el modelo no permite explícitamente estas diferencias, su efecto queda recogido por otra variable tendencial como es la evolución de la productividad, cuya incidencia queda sesgada al alza. En cualquier caso, 0,15 puede considerarse una cota máxima para el parámetro λ_i .

Es lógico pensar que la influencia de los *insiders* en la negociación colectiva ha podido cambiar en el tiempo y por sectores. La economía española ha sufrido, durante el período muestral, notables cambios en el marco institucional relacionado con la negociación colectiva. En la

⁷ Se ha experimentado con diversos conjuntos de instrumentos (más o menos amplios que el conjunto elegido), incluyendo retardos adicionales del salario, la productividad y el promedio de horas trabajadas. La explotación de todas las restricciones posibles en los datos da lugar a unas estimaciones muy similares de los parámetros más relevantes ($\lambda_i \gg 0,09$), aunque el coeficiente de U_{-x} es en este caso ligeramente inferior (en valor absoluto) al de U .

CUADRO II. *Ecuaciones de salarios. Encuesta Industrial. 85 sectores. 1978-1986.*
Variable dependiente w_i .

	(1)	(2)	(3) ^b	(4)
$(w_i)_{-1}$	0,06 (2,8)	0,06 (2,7)	0,06 (2,6)	0,08 (2,6)
$(p_i + y_i - n_i)$				0,11 (5,3)
$(p_i + y_i - n_i)_{-1}$	0,11 (4,3)	0,09 (4,0)	0,07 (3,0)	0,04 (1,7)
$(p_i + y_i - n_i - W)^*$				-0,20 (9,2)
$(p_i + y_i - n_i - W)^*_{-1}$				0,10 (3,3)
$(h_i - n_i)$	0,40 (6,3)	0,49 (8,0)	0,48 (7,4)	0,45 (6,3)
s_i	0,06 (3,4)	0,05 (2,5)	0,06 (3,0)	0,04 (2,0)
U	-0,24 (9,1)	-0,29 (8,4)		-0,25 (9,6)
U_{-1}	0,29 (13,3)	0,28 (12,5)		0,26 (9,1)
W	0,94 ^c	1,08 (10,1)		0,81 ^c
W_{-1}	-0,11 ^c			-0,04 ^c
MM	0,13 (6,9)	0,14 (6,2)		0,11 (4,6)
RSS	0,939	0,928	0,928	0,916
$\sigma^2 \times 10^3$	0,954	0,945	0,947	0,937
χ_1	31,6(29)	30,3(29)	33,0(29)	19,22(26)
m_1	-3,23	-3,05	-2,99	-2,87
m_2	-1,18	-1,11	-0,92	-0,97

Nota Véase notas al cuadro VI

U Log. de la tasa de paro agregada.

columna (4) se estudia la posibilidad de un cambio estructural en el parámetro π durante el período muestral. El cambio estructural en este caso no puede confundirse con problemas de mala especificación. En primer lugar, el modelo empírico es acorde con el marco teórico y parece a salvo del riesgo de omisión de variables; esto se refleja en unos estadísticos aceptables en las ecuaciones restringidas [ecuaciones (1) a (3) en el cuadro II]. Por otra parte, cuando se admite la posibilidad de cambio estructural en algunos parámetros, el resto de estadísticos del modelo permanece básicamente inalterado.

Se ha llevado a cabo un detallado proceso de búsqueda año a año, bianual y en períodos más largos. Se presentan los resultados derivados de partir la muestra en 1984 debido a que ésta parece ser la mejor especificación. Por otra parte, los notables cambios en el marco legal de las relaciones laborales justifican esta selección de submuestras. Hasta 1983 la mayoría de los contratos de trabajo en nuestro país eran indefinidos, con unos lentos y costosos procedimientos de rescisión; a partir de la introducción de nuevas modalidades de contratación más flexible, una gran parte de los nuevos contratos son de carácter temporal, lo cual ha de influir sin duda en el poder negociador de los *insiders*⁸. Se aprecia un sensible cambio en el valor del parámetro estimado, que pasa de un valor entre 0,110 y 0,163 en la primera submuestra a un nivel cercano a cero (0,0-0,054) en la segunda. Cualquiera que sea la importancia que adjudiquemos a las variables específicas de la empresa o sector en la determinación de salarios, y por ende en la evolución del desempleo, ésta parece haber disminuido con el tiempo, siendo el resultado obtenido en el modelo restringido un promedio de dos períodos muestrales significativamente distintos.

Los resultados del cuadro II toman en consideración el salario y la tasa de desempleo agregados como indicadores de la situación del mercado de trabajo. La norma de referencia podría estar, sin embargo, referida al mercado de trabajo de la industria o incluso de la rama de actividad en la que opera cada sector. Por ello hemos tratado diversas especificaciones considerando el coste salarial y la tasa de desempleo en la industria, así como la tasa de paro de la rama de actividad correspondiente. La sustitución del salario agregado por el industrial como referencia nominal da lugar a resultados contrarios a lo esperado, aunque el valor estimado de μ no difiere significativamente de los resultados ya comentados.

La sustitución de la tasa de paro agregada por la correspondiente a la industria proporciona resultados acordes con el marco teórico de la sección precedente, tal y como se aprecia en la columna (1) del cuadro III. Algunas características específicas hacen atractiva esta alternativa. En primer lugar, las estimaciones del parámetro π están en el entorno de los valores obtenidos con anterioridad (alrededor de 0,07). Las variables agregadas presentan el patrón conocido. La influencia del desempleo sobre los salarios es negativa y transitoria aunque con un ligero predominio del desempleo retardado. El efecto de la variable *MM* se mantiene, y se aprecia un impacto débil aunque significativo de la recu-

⁸ Bentolila y Saint-Paul (1991) encuentran evidencia del efecto de la contratación temporal sobre la evolución del empleo, mediante la estimación de ecuaciones de demanda de trabajo con datos de la Central de Balances del Banco de España.

peración de sorpresas nominales pasadas ⁹. No obstante, las propiedades generales del modelo, en términos de suma de cuadrados y error estándar, empeoran en relación al modelo del cuadro II; por otra parte, se detectan ciertos problemas de autocorrelación de segundo orden, aunque sin que podamos rechazar la hipótesis nula al 5 por ciento.

CUADRO III. Ecuaciones de salarios. Encuesta Industrial. 85 sectores. 1978-1986. Variable dependiente w_i .

$(w_i)_{-1}$	0,09 (3,5)	0,10 (4,2)	0,09 (3,4)
$(p_i + y_i - n_i)$		0,04 (2,7)	
$(p_i + y_i - n)_{-1}$	0,06 (2,6)		0,06 (2,6)
$(h_i - n_i)$	0,78 (10,9)	0,54 (5,2)	0,47 (7,3)
s_i		0,04 (2,0)	0,05 (2,5)
U	-0,11 (5,8)	-0,004 (3,5)	0,003 (1,7)
U_{-1}	0,18 (7,5)	0,004 (1,7)	-0,003 (0,8)
W	0,91 ^c	0,86 ^c	
W_{-1}	-0,06 ^c		
MM	0,15 (6,6)	0,08 (2,5)	
$\Delta^2 P_{-1}$	0,3 (2,5)	0,29 (3,2)	
RSS	0,991	1,010	0,937
$\sigma^2 \times 10^3$	1,008	1,028	0,960
χ_1	42,3(29)	43,1(27)	31,3(27)
m_1	-2,77	-2,64	-3,11
m_2	-1,37	-1,66	-0,67

(1)

(2)

(3)^b

Nota: Véanse notas al cuadro VI.

Columna (1). U : Log. de la tasa de paro de la industria.

Columnas (2) y (3) U : Log. de la tasa de paro de la rama de actividad /.

⁹ En algunas especificaciones de este modelo (no recogidas en el cuadro III) encontramos un efecto significativo de los beneficios por trabajador retardados $(\pi_i)_{-1}$, aunque desaparece la influencia del tamaño medio de la empresa. Ambas variables tienen, sin embargo, una interpretación teórica similar en términos de factores que aumentan el poder relativo de los *insiders*; en el primer caso, como resultado de un aumento del poder sindical debido a la concentración, y en el segundo, debido a una mayor predisposición de la empresa a las concesiones salariales en tiempos de bonanza.

En las columnas (2) y (3) se ha considerado como alternativa la tasa de paro de la rama de actividad (j) a la que pertenece cada sector (i), como representativa de la presión del mercado de trabajo. Resulta importante detectar si la influencia del mercado en la negociación salarial se circunscribe al ámbito más inmediato de los parados con una cualificación similar. La estimación del parámetro cae significativamente (a 0,04) y el primer retardo de u_j se sitúa en el límite de la significación; por otra parte, la suma de cuadrados de los residuos y la autocorrelación de segundo orden empeoran significativamente. En la ecuación de la columna (3) se aprecia la causa de este pobre papel de la tasa de desempleo más desagregada. Se ha estimado de nuevo el modelo con *dum-mies* temporales, incluyendo u_j y su retardo; con ello se pretende controlar la similitud que la variación temporal de las tasas de paro desagregadas pueda tener con las más agregadas. Este ejercicio nos muestra que la variabilidad sectorial de la tasa de paro explica relativamente poco e incluso presenta un signo contrario al esperado. La tasa de paro desagregada no parece una referencia importante en la negociación salarial. Este resultado no parece, por otra parte, sorprendente a causa de la movilidad intersectorial y teniendo en cuenta que las tasas de paro por ramas de actividad se elaboran en base a la autclasificación de los parados en la EPA.

En definitiva, de la gama de efectos salariales y de desempleo que pueden caracterizar la actividad «alternativa» de los trabajadores empleados destacan el salario y la tasa de desempleo agregados, aunque la tasa de desempleo de la industria es una alternativa que mantendremos en lo sucesivo. Antes de pasar a analizar otros aspectos del mecanismo de formación de salarios es posible realizar una primera evaluación de los resultados obtenidos, en relación al análisis de la sección 2. La elevada elasticidad de los salarios respecto a la productividad que encontramos en los estudios empíricos basados en información agregada [Dolado *et al.* (1986), Andrés *et al.* (1990) y Andrés y García (1990)] es consistente con una reducida capacidad de los trabajadores para captar las ganancias de productividad en origen. La elasticidad obtenida en aquellos trabajos (cercana a la unidad) parece, por tanto, debida fundamentalmente al efecto agregación.

Los salarios industriales en España parecen haber respondido más a consideraciones de ganancias relativas y de mercado de trabajo que a factores específicos de cada sector. Este resultado no es consistente con una interpretación de la crisis económica en nuestro país, según la cual el monopolio de los empleados en las negociaciones salariales ha contribuido a impermeabilizar el mecanismo de formación de rentas respecto a las condiciones de un mercado de trabajo en una atonía progresiva. Por la misma razón no puede argumentarse que el poder sindical «a pie de obra» ha dificultado notablemente el desarrollo de los sectores más

productivos; por el contrario, el mecanismo de determinación de salarios que se deduce de este ejercicio empírico indica que las diferencias de productividad entre sectores se manifiestan en diferencias en el empleo más que en fuertes diferencias salariales.

¿Qué podemos deducir en términos comparados del proceso de determinación de los salarios en nuestro país? Nickell y Wadhvani (1990) obtienen una elasticidad significativa, aunque reducida, del salario nominal respecto a los *shocks* específicamente sectoriales; el valor del parámetro estimado se sitúa en el intervalo 0,08-0,15. Holmlund y Zetterberg (1991) reportan evidencia de modelos similares para otros países y proporcionan valores estimados de μ que van desde 0,05 para países de negociación centralizada (Suecia, Noruega, Alemania) hasta el 0,30 en Estados Unidos y Japón.

A pesar del reducido peso de los *insiders* o factores específicos en la negociación salarial, el mercado de trabajo en España no encaja en el marco de la competencia perfecta. Aunque el nivel de negociación no es, en nuestro país, tan centralizado como en otros, este resultado puede explicarse por el condicionamiento de las negociaciones salariales por pactos sociales o acuerdos interconfederales durante el período de referencia. La escasa vigencia de la negociación a nivel de empresa, y el predominio en la misma de los sindicatos de clase, de una obediencia a las líneas de acción sindical fijadas al margen de las condiciones específicas del sector o empresa, ayuda a entender este resultado.

El hecho de que los salarios estén influidos fundamentalmente por el nivel de desempleo agregado y por consideraciones de pago relativo es compatible con otros modelos de determinación de rentas. Por una parte, la presencia de sindicatos de obediencia estatal, y por otra, la existencia de incentivos por parte de las empresas para no reducir los salarios de sus trabajadores, pueden explicar este comportamiento. Ambos modelos no son incompatibles, ya que con seguridad conviven en el proceso de determinación de salarios. Esta influencia de los salarios relativos es, igualmente, compatible con los resultados de Anchuelo (1989) que, utilizando un panel de empresas españolas, encuentra evidencia favorable a la influencia positiva de los salarios relativos sobre la productividad. Alonso (1989) presenta un contraste equivalente, aunque aplicado a la demanda de trabajo, en donde sobrevive un efecto (positivo) de los salarios relativos, junto a una elasticidad negativa al salario real. Aunque la idea del salario de eficiencia parece ajustarse más a la determinación de salarios en algunos segmentos de la población ocupada, sus efectos pueden extenderse al resto a través de efectos demostración y de salario equitativo (Akerlof y Yellen, 1990) o de la reducción del incentivo a aceptar empleos en el sector secundario por parte de los trabajadores cualificados.

4. La persistencia del desempleo

La estructura de la ecuación de salarios es un componente fundamental del «lado de la oferta» de una economía. Oferta y demanda de trabajo determinan el desempleo de equilibrio o «no acelerador de la inflación» (NAIRU). Una de las características más acusadas de la evolución de la tasa de paro en España es su comportamiento no estacionario, que sólo puede deberse a su componente de equilibrio o largo plazo (Andrés y García, 1990). El comportamiento de los salarios puede aportar alguna luz en la explicación de este comportamiento en base a dos efectos no incompatibles. Por una parte la evolución de los salarios puede sufrir perturbaciones no estacionarias; es decir, la economía puede estar sujeta a *shocks* de oferta permanentes. El mercado de trabajo puede, por otra parte, desarrollar un comportamiento patológico mediante el que se convierten en persistentes los efectos de perturbaciones puramente transitorias. Este efecto *hysteresis* tiene, a su vez, diversas explicaciones microeconómicas.

Las estimaciones agregadas encuentran serias dificultades para discriminar entre ambas explicaciones. Así, la estimación de ecuaciones de salarios parece resaltar la importancia de los *shocks* exógenos [Dolado *et al.* (1986), Andrés *et al.* (1990)], mientras que la consideración de curvas de Phillips en algunos trabajos [Coe (1988), Andrés y García (1990)] destaca la importancia de la *hysteresis*, reflejada en un efecto transitorio y un efecto permanente (con predominio de aquél en épocas de fuerte crecimiento de la tasa de paro) del desempleo sobre los salarios. Las ecuaciones presentadas en los cuadros II y III recogen ambos tipos de efectos. Junto a variables que representan *shocks* permanentes de oferta, como el *mismatch*, se aprecia una estructura dinámica de impacto del desempleo acorde con la hipótesis de la *hysteresis*. En el resto de esta sección analizamos en detalle esta característica tratando de discriminar entre las diversas causas de la persistencia.

La literatura ha señalado dos teorías básicas de la persistencia (La-yard y Bean, 1989). Por una parte, si el poder de los *insiders* en la negociación es elevado, el crecimiento de los salarios viene determinado por el objetivo de mantenimiento del empleo; así, tras una perturbación exógena que reduzca el empleo, la presión salarial aumenta provocando desempleo adicional. Otros autores señalan la disminución en tiempos de recesión de la probabilidad de empleo de los parados, en especial de aquellos que llevan mucho tiempo desempleados (o inactivos), como un factor que limita la función estabilizadora del desempleo sobre la presión salarial. Ambas hipótesis pueden abordarse en el marco de las ecuaciones de salarios desagregadas. Como plantean Nickell y Wadhvani (1990), si el objetivo de empleo de los negociadores es el mantenimiento del

status quo ($n^* = n_{-1}$)¹⁰, la variable Δn_i debe aparecer entre los factores específicos de la ecuación de salarios. Un signo positivo en esta variable supone la interpretación de la persistencia del desempleo en términos de la hipótesis de *insiders-outsiders*, según la cual el objetivo de asegurar el reempleo de los trabajadores afectados por la negociación acentúa los efectos de los *shocks* negativos. Por otra parte, el impacto del desempleo de larga duración puede captarse incluyendo la proporción de parados durante más de 12 (U12) o 24 (U24) meses; en una ecuación que recoja el efecto negativo de la tasa de paro sobre los salarios, el signo esperado de estas variables es igualmente positivo.

El análisis empírico de estas hipótesis se recoge en los cuadros IV a VI. En ellos se mantiene la estructura de los modelos tratados hasta ahora modificando las variables que recogen el impacto vía cantidades del mercado de trabajo sobre los salarios. Se trata de captar la influencia del mercado de trabajo mediante una combinación de retardos de la tasa de desempleo (agregada y de la industria) y de la proporción de parados de larga duración. Por otra parte se incluye la variable Δn_i , entre las variables sectoriales.

En el cuadro IV se presentan dos modelos equivalentes a los de los cuadros II y III, a los que se ha incorporado la proporción de parados que llevan más de 12 meses buscando un empleo (U12). Destaca de nuevo la similitud de los coeficientes de las variables sectoriales, en particular el valor estimado de μ se sitúa en ambos casos en torno a 0,10. En los dos modelos la influencia de U12 es acorde con lo esperado. En la ecuación de la columna (1), la introducción de esta variable mantiene el mismo patrón de influencia de la tasa de desempleo agregada; la inclusión de U12, sin ser significativa al 5 por ciento, sustituye parcialmente al primer retardo de la tasa de paro. Podemos escribir la ecuación para representar la influencia de la tasa de desempleo mediante un componente transitorio ($-0,21\Delta U$) y un efecto permanente en el que la evolución de la proporción de parados de larga duración aminora el efecto moderador de la tasa de paro ($-0,02U$).

Aunque en forma diferente, también la inclusión de U12 en la ecuación que incorpora la tasa de paro de la industria responde a lo esperado. En la columna (2) se aprecia (comparándola con la ecuación (1) del cuadro III por ejemplo) cómo la influencia negativa del desempleo se compensa por la evolución del paro de larga duración. En esta ecuación, incluso con más claridad que en la anterior, se aprecia cómo el efecto *hysteresis* captado genéricamente por la estructura de retardos de la tasa de desempleo puede representarse por un efecto convencional de la tasa

Partiendo de la función de producción:

$$p + a - (1 - a)n^* = p + y - n + (1 - \alpha)(n - n^*).$$

	(1)	(2)	(3)	(4)
$(w_i)_{-1}$	0,06 (3,0)	0,09 (3,6)	0,06 (2,6)	0,06 (2,4)
$(p_i + y_i - n_i)_{-1}$	0,10 (3,8)	0,07 (2,9)	0,08 (3,2)	0,07 (2,9)
$(h_i - n_i)$	0,42 (6,5)	0,58 (11,3)	0,50 (6,5)	0,64 (7,5)
s_i	0,06 (3,3)		0,05 (2,6)	0,03 (1,6)
U	-0,23 (8,8)	-0,18 (8,1)	-0,20 (8,5)	-0,17 (7,8)
U_{-1}	0,21 (3,9)	-0,20 (3,4)		
$U12$	0,19 (1,5)	1,45 (7,6)	0,57 (10,4)	0,84 (10,1)
W	0,94 ^c	0,91 ^c	0,94 ^c	0,94 ^c
W_{-1}	-0,10 ^c	-0,07 ^c	-0,08 ^c	-0,07 ^c
MM	0,14 (6,7)	0,17 (8,0)	0,18 (8,4)	0,18 (8,3)
$\Delta^2 P_{-1}$		0,28 (2,3)	0,35 (2,8)	0,28 (2,3)
RSS	0,935	0,936	0,936	0,944
$\sigma^2 \times 10^3$	0,952	0,954	0,953	0,961
χ_1	31,0(29)	32,4(29)	34,3(29)	36,6(29)
m_1	-3,18	-2,87	-2,82	-2,61
m_2	-1,07	-1,00	-1,06	-1,15

Nota Véanse notas al cuadro VI.

Columnas (1) y (3). V Log. de la tasa de paro agregada.

Columnas (2) y (4). V Log. de la tasa de paro de la industria.

de paro y un efecto en sentido opuesto del paro de larga duración. Hay que resaltar que la mejora, debida a la introducción de la nueva variable, se aprecia en la reducción de la suma de cuadrados y el error estándar, así como en la reducción de los síntomas de autocorrelación de segundo orden que afectaban a algunos modelos equiparables (cuadro III).

Los modelos de las columnas (3) y (4) adoptan de lleno la hipótesis de persistencia causada por el desempleo de larga duración, eliminando el retardo de la tasa de desempleo. En ambas ecuaciones se aprecia un efecto significativo y de sentido contrario de U y $U12$; el tamaño relativo del coeficiente de la tasa de paro no varía, siendo la variable $U12$ la que recoge todo el efecto de la exclusión del desempleo retardado.

En el cuadro V se analiza la importancia del efecto *hysteresis* causado por el poder de los trabajadores que disfrutaban de un empleo o *insiders*. Nickell y Wadhvani (1990) muestran cómo la importancia de este efecto puede evaluarse a través del signo del coeficiente de la variable An_t , que será positivo si el objetivo de empleo de los negociadores se centra en mantener el empleo existente. Los resultados son muy variados y sensibles a especificaciones alternativas; en particular difieren según la estructura de retardos de la variable y en función de la tasa de paro considerada en cada ecuación. Es, sin embargo, notable la estabilidad del parámetro estimado μ , que se mantiene en todos los casos en el entorno de 0,10. En las ecuaciones (1) y (2) se obtiene un coeficiente efecto positivo de Δn_t , desfasado que es, no obstante, poco significativo o cero a largo plazo. Se han probado otras especificaciones que incluyen la tasa de paro de la industria o de la rama de actividad, obteniéndose en algunos casos un efecto positivo y en otros fuertemente negativo o no significativo de la variable An_t .

La variable Δn_t , y su primer retardo presentan signos diferentes en las ecuaciones. Dado que los salarios parecen responder con un cierto retardo a los cambios en la productividad¹¹, no podemos descartar la misma estructura dinámica para la influencia de An_t . Se ha procedido a la estimación del modelo permitiendo la posibilidad de corte estructural en el efecto *insiders* a partir de 1984, mediante la inclusión de las variables $(p_i + y_i - n_i)^*$, $(p_i + y_i - n_i)_{-1}$, Δn_i^* y $(\Delta n_{i-1})^*$. Las ecuaciones de las columnas (3) y (4) (modelo básico y modelo con *dummies* temporales, respectivamente) confirman los resultados ya comentados, que apuntan en la dirección de un cambio estructural en el valor de μ , que pasa de estar situado en 0,13 en la primera parte de la muestra a anularse en el período 1984-1986, manteniéndose el resto de las propiedades del modelo. En cuanto a la influencia de An_t , es significativo su paralelismo con el peso de los *insiders* en la negociación; en ambos modelos se aprecia un notable cambio de comportamiento entre la primera y segunda sub-muestras. La influencia de los *insiders* en la generación de persistencia en la serie de desempleo es significativa hasta 1984, desapareciendo a partir de entonces. Este resultado es todavía preliminar, ya que no es totalmente insensible a la elección de tasas de desempleo alternativas, pero es consistente con el modelo teórico. El nivel de empleo existente en el momento de la negociación y las ganancias de productividad en origen son características específicas de la empresa que pueden influir en la negociación. No es extraño detectar una pauta similar en la evolución de la incidencia de ambos factores sobre los salarios negociados.

Antes de abandonar la cuestión de la persistencia, es conveniente

¹¹Lo que se manifiesta en la presencia de $(p + y - n)_{-1}$ en las ecuaciones elegidas.

CUADRO V. *Ecuaciones de salarios. Encuesta Industrial. 85 sectores. 1978-1986.*
Variable dependiente w_i .

	(1)	(2)	(3)	(4) ^b
$(w_i)_{-1}$	0,06 (3,1)	0,13 (7,1)	0,06 (1,9)	0,03 (1,1)
$(p_i + y_i - n_i)$			0,13 (4,8)	0,13 (4,8)
$(p_i + y_i - n_i)_{-1}$	0,10 (4,3)	0,08 (3,1)		0,03 (1,9)
$(p_i + y_i - n_i)^*$				-0,22 (8,8)
$(p_i + y_i - n_i - W)^*$			-0,22 (8,3)	
$(p_i + y_i - n_i - W)^*_{-1}$			0,08 (3,2)	
$(h_i - n_i)$	0,44 (7,0)	0,47 (6,6)	0,51 (8,2)	0,44 (8,5)
s_i	0,05 (3,4)	0,06 (3,0)		
Δn_i		-0,05 (1,7)	0,13 (3,2)	0,14 (2,7)
$(\Delta n_i)_{-1}$	0,02 (1,1)	0,04 (1,9)		
$(\Delta n_i)^*$			-0,14 (2,2)	-0,13 (2,0)
U	-0,25 (10,8)	-0,23 (10,3)	-0,25 (9,5)	
U_{-1}	0,31 (14,0)		0,30 (9,8)	
$U12$		0,62 (7,5)		
W	0,94 ^c	0,87 ^c	0,94 ^c	
W_{-1}	-0,10 ^c	-0,08 ^c		
MM	0,12 (6,5)	0,14 (5,3)	0,16 (6,7)	
RSS	0,942	0,945	0,958	0,938
$\sigma^2 \times 10^3$	0,959	0,965	0,979	0,964
χ_1	37,7(34)	40,1(33)	21,6(31)	23,9(31)
m_1	-3,25	-3,42	-2,45	-2,15
m_2	-1,27	-1,28	-1,29	-0,56

Nota Véanse notas al cuadro VI. U
 Log. de la tasa de paro agregada.

analizar la estabilidad estructural del efecto *hysteresis* que se obtiene en todas las especificaciones. Gordon (1988) plantea la posibilidad de que el efecto nivel y el efecto variación¹² de la tasa de desempleo sean representaciones alternativas de la presión del mercado de trabajo sobre la inflación salarial, predominando cada una de ellas en distintos períodos. Andrés y García (1990) no rechazan esta hipótesis en la estimación de curvas de Phillips para la economía española entre 1964 y 1988, aunque durante el período 1978-1986 la influencia del desempleo se manifestaría principalmente a través de su primera diferencia.

Se ha procedido a la búsqueda de un cambio estructural en el comportamiento de U , U_{-1} y U_{12} , mediante la elección de puntos de corte alternativos. Nos concentraremos en cambios de signo del efecto nivel y del efecto variación entre los dos períodos muestrales, aunque también se estudian posibles cambios de magnitud. Los resultados de las columnas (1) y (2) del cuadro VI deben ser tomados con cautela debido a la fuerte restricción de grados de libertad que incorporan. No obstante, en la columna (1) se aprecia la ausencia de cambio estructural en la influencia de la tasa de paro agregada. Los estadísticos individuales de U^* y U^*_{-1} y el correspondiente contraste de Wald permiten rechazar la hipótesis nula de constancia de los parámetros; este resultado es robusto a la elección de puntos de corte alternativos. En la columna (2), por el contrario, se aprecia una variación significativa de los parámetros de U y UV_2 a partir de 1984. No obstante, esta variación mantiene el signo y la magnitud relativa de los coeficientes, aunque ambos cambian en valor absoluto.

En las columnas (3) y (4) se aborda el mismo ejercicio para la tasa de paro desagregada (u_i), confirmando la escasa fiabilidad de esta variable como representativa de la presión del mercado de trabajo. Los estadísticos de significación individual y conjunta son muy significativos; además, el efecto *hysteresis* desaparece, mientras que el efecto nivel sólo aparece significativo y con el signo adecuado en el segundo subperíodo. De hecho, los razonables resultados que se obtenían en la columna (2) del cuadro III son un promedio de dos muestras con un comportamiento muy diferente.

Las conclusiones de este ejercicio apuntan a una explicación de la *hysteresis* basada, fundamentalmente, en la pérdida de capacidad reguladora de la tasa de desempleo, debido al progresivo empeoramiento de las condiciones del mercado de trabajo y la estructura del desempleo. Tampoco en este terreno se aprecia una fuerte influencia de los *insiders* y no parece que el mantenimiento del *statu quo* o cualquier otra medida del empleo pasado constituya una buena representación del objetivo negociador. Los resultados referidos al desempleo de larga duración son,

Referidos, respectivamente, a la presencia de U o de ΔU en la ecuación de salarios.

CUADRO VI. *Ecuaciones de salarios. Encuesta Industrial. 85 sectores. 1978-1986. Variable dependiente w_i .*

	(1)	(2)	(3)	(4)
U	-0,32 (3,2)	-0,08 (1,6)	0,006 (3,5)	0,005 (2,4)
U_{-1}	0,32 (4,2)		0,001 (0,9)	
$U12$		0,47 (3,9)		0,33 (3,3)
U^*	0,07 (0,7)	-0,15 (2,7)	-0,009 (4,8)	-0,008 (3,7)
U_{-1}^*	-0,03 (0,4)		0,003 (1,2)	
$U12^*$		0,92 (4,5)		0,77 (4,9)
Ω	0,7(2)	20,2(2)	29,1(2)	28,6(2)

Columnas (1) y (2). U Tasa de paro agregada.

Columnas (3) y (4). U Tasa de paro de la rama de actividad i .

Q: Test de Wald de significación conjunta de las variables x en la ecuación.

Nota: Todas las ecuaciones son (excepto en las variables incluidas en la tabla) equivalentes al modelo del cuadro II columna (4).

Notas de los cuadros II-VI

RSS: Suma de cuadrados de los residuos.

<r: Varianza estimada.

Xi' : Test de validez de los instrumentos.

m₁: Test de autocorrelación de primer orden de los residuos en la ecuación en diferencias. $N(0,1)$.

m₂: Test de autocorrelación de segundo orden de los residuos en la ecuación en diferencias. $N(0,1)$.

$X^* = X'D$, siendo D una variable que toma el valor 0 en 1979-1983 y 1 en 1984-1986.

b: Ecuación con *dummies* temporales.

c: Coeficiente impuesto.

Todas las ecuaciones estimadas en primeras diferencias. Las variables sectoriales se consideran endógenas. Los instrumentos utilizados incluyen los retardos de H , 2 , w_i , $3 > w_i$, 4 , $(p + y - n)$, $2 > (p + y - n)$, 3 , $(h - n)$, 2 , An_{-2} .

por el contrario, extraordinariamente robustos. A la vista de estos resultados, parece difícil rechazar la hipótesis de que la influencia del desempleo es fundamentalmente transitoria. Si consideramos que el incremento de la tasa de desempleo se asocia fundamentalmente a los nuevos entrantes, podremos concluir que la función reguladora en el mercado de trabajo no corresponde por igual a todos los desempleados.

Este resultado es compatible con la evidencia de la estructura del desempleo. Conforme aumenta la duración del desempleo, la probabilidad de encontrar un empleo disminuye; esta disminución sólo puede deberse a que el «salario de-reserva» de los trabajos ajusta a la baja más lentamente de lo que lo hacen las ofertas de empleo. Además de los costes fijos que supone la sustitución de mano de obra empleada, costes

en los que se asienta el poder monopolista de los *insiders*, el empresario puede no considerar al parado de larga duración como plenamente sustitutivo de su mano de obra empleada. En estas condiciones su capacidad moderadora en el proceso de negociación salarial desaparece. Hay que resaltar por último que este efecto se detecta en un período (1978-1986) de fuerte crecimiento del desempleo, por lo que no puede afirmarse que extienda a épocas de bonanza económica. La evidencia agregada indica [Andrés y García (1990) y Gordon (1988)], por el contrario, que el efecto permanente (U) predomina en fases de bajo nivel de desempleo, mientras que el efecto transitorio (ΔU) es más importante en fases de recesión. La evidencia microeconómica también apunta en esta dirección. La probabilidad de abandonar el desempleo no es independiente del ciclo y en general tiende a ser procíclica. La recuperación en las fases de expansión es más acusada para los parados de larga duración (Fernández *et al* 1990)

5. Resumen y conclusiones

Los salarios industriales en España se determinan, fundamentalmente, en base a criterios de pago relativo y resultan notablemente influidos por las condiciones generales del mercado de trabajo, en particular por el desempleo agregado. La indiciación respecto a la productividad dentro de la empresa es baja, y parece haberse reducido en los últimos años como consecuencia de la progresiva flexibilización de las formas de contratación laboral.

Estas características son consistentes tanto con modelos de *salario de eficiencia* como con modelos de negociación sindical. Esto supone una visión más equilibrada sobre el funcionamiento del mercado de trabajo en nuestro país, con frecuencia excesivamente dominada por la noción de un exclusivo poder negociador por parte de los trabajadores empleados.

La influencia del desempleo sobre los salarios es significativa, pero transitoria; esto sugiere una explicación para la persistencia del desempleo en nuestro país basada en el impacto que las profundas transformaciones en el mercado de trabajo, acaecidas tras una larga crisis económica, han tenido sobre el mecanismo de formación de rentas. La evolución del paro de larga duración capta razonablemente bien estas transformaciones, aunque el análisis contenido en el presente trabajo no es todavía suficientemente estructural, siendo posible que la significación de esta variable aproxime otros efectos no contemplados en el modelo. En cualquier caso, la presencia de un fuerte efecto transitorio, junto a la debilidad del efecto permanente, apunta a un progresivo empeora-

miento de la eficacia estabilizadora del mercado de trabajo, que puede explicar, al menos parcialmente, el rebrote de las tensiones inflacionistas en el reciente período de expansión.

La escasa respuesta de los salarios sectoriales a la ganancias de productividad *en origen* favorece la competitividad de los sectores más dinámicos de nuestra economía, así como una cierta redistribución de rentas entre los trabajadores. Sin embargo, estos aspectos positivos deben ser considerados con cautela. Por una parte, la fuerte presión que sobre los costes laborales unitarios de los sectores menos dinámicos introduce este *efecto demostración o pago relativo* puede acelerar su decadencia. No hay que olvidar, por otra parte, que los mecanismos de pago relativo se han mostrado tradicionalmente más eficaces para propagar tensiones inflacionistas que para contrarrestarlas.

Por último, en la medida en que la evolución de la productividad sectorial es poco relevante en la formación de salarios, la incorporación a un mercado laboral, como el de la Comunidad Europea, caracterizado por unos ingresos reales más elevados y un menor desempleo, puede imponer una presión adicional sobre la competitividad, incluso de nuestros sectores más dinámicos. Para aquellos sectores industriales en nuestro país cuya productividades inferior a la europea, la fijación de salarios en base a una norma nominal más elevada puede suponer una rápida erosión de la actual ventaja comparativa en términos de costes laborales unitarios.

Una extensión natural del presente trabajo consiste en el análisis de posibles diferencias sectoriales en el proceso de salarios, en particular diferencias en el parámetro μ . Hasta ahora hemos supuesto que todos los sectores son estructuralmente idénticos, es decir, presentan unos parámetros de comportamiento equivalentes. Esto explica que, en líneas generales, sea cual sea el valor de μ los diferenciales de productividad puedan provocar cambios en la composición del empleo, pero no en su nivel agregado. Este resultado se basa en que existe un comportamiento simétrico de tal forma que los sectores retardatarios sufren una presión adicional sobre sus costes laborales unitarios que provoca una disminución del empleo en favor de aquellos sectores dinámicos que, por el contrario, disfrutan de una ventaja comparativa. Hay razones para suponer que el comportamiento negociador puede variar entre sectores, generando una dispersión del parámetro μ . En ese caso la evolución del empleo agregado es también sensible a los diferenciales de productividad.

Cuando el poder de los *insiders* no es homogéneo entre sectores, los diferenciales de productividad influyen en el empleo total. En particular, si los sectores de mayor crecimiento de la productividad presentan una mayor elasticidad de los salarios respecto a la productividad, su capacidad de absorción de mano de obra es inferior al desplazamiento provocado en los sectores más retardatarios. La evidencia del proceso de re-

conversión industrial acaecido en España a principios de los años ochenta indica que la reasignación productiva puede provocar, al menos a corto plazo, una caída del empleo agregado (Blanchard y Bentolila, 1989). Es, sin embargo, una cuestión empírica determinar si existen diferencias entre los parámetros μ_i por sectores, de qué dependen éstas y si presentan algún patrón de correlación con las diferencias de crecimiento de la productividad.

Referencias bibliográficas

- Akerlof, G., y Yellen, J. (1990): «The Fair Wage-Effort Hipótesis and Unemployment». *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. CV, págs. 255-283.
- Alonso, C. (1989): «Salarios de Eficiencia y Mercado de Trabajo: Análisis para el Caso Español con Datos de Panel». Centro de Estudios Monetarios y Financieros. Mimeo.
- Anchuelo, A. (1989): «A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: The Spanish Case». Universidad Complutense (mimeo).
- Andrés, J.; Dolado, J. J.; Molinas, C.; Sebastián, M., y Zabalza, A. (1990): «The Influence of Demand and Capital Constraints in Spanish Unemployment», en Dreze, J., y Bean, Ch. *Europe's Unemployment Problem*. MIT Press.
- Andrés, J., y García, J. (1990): «La Persistencia del Desempleo en España: Un Enfoque Agregado». En Velarde, J.; García Delgado, J. L., y Pedreño, A. (eds.), *La Industria Española. Recuperación estructura y mercado de trabajo*. Colegio de Economistas de Madrid.
- Andrés, J., y García, J. (1991): «Determinación de Salarios, Productividad y Empleo. Evidencia para la Economía Española». *Revista de Economía Pública*, 11, 169-190.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988a): «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations». Institute for Fiscal Studies, *W. P.* 88/4.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988b): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD. A Guide for Users». Institute for Fiscal Studies, *W. P.* 88/15.
- Bentolila, S., y Saint-Paul, G. (1991): «The Macroeconomic Impact of Flexible Labour Contracts: An Application to Spain». Mimeo.
- Blanchard, O., y Bentolila, S. (1989): «Spanish Unemployment». Centro de Estudios Monetarios y Financieros de Trabajo, n.º 8904.
- Coe, D. (1988): «Hysteresis Effects in Aggregate Wage Equations». En Cross, R. (ed.), *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*. Basil Blackwell, Oxford, 1988, cap. 14.
- Dolado, J. J.; Malo de Molina, J. L., y Zabalza, A. (1986): «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Facts», *Económica*, 53, 313-335.

- Fernández, F.; Garrido, L., y Toharia, L. (1990): «Empleo y paro en España, 1976-1989». Mimeo (próxima publicación en Miguélez, F., y Prieto, C. [comps.], *Las relaciones laborales en España*, Siglo XXI Editores.)
- Gordon, R. (1988): «Back to the Future: European Unemployment Today Viewed from America in 1939», *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 271-312.
- Holmlund, B., y Zetterberg, J. (1991): «Insider Effects in Wage Determination. Evidence from Five Countries». *European Economic Review*, 35, 1009-1034.
- Layard, R., y Bean, Ch. (1989): «Why does Unemployment Persist?». *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 91, n.º 2.
- Nickell, S. (1990): «Unemployment: A Survey». *The Economic Journal*, vol. 100, 391-439.
- Nickell, S., y Wadhvani, S. (1987): «Insider Forces and Wage Determination». Mimeo. — (1990): «Insider Forces and Wage Determination». *The Economic Journal*, vol. 100, 496-509.
- Pérez, F., y Doménech, R. (1990): «La Productividad de los Bancos y Cajas de Ahorros». Mimeo.

Capítulo 7

DETERMINANTES DÉ LAS EXPORTACIONES INTRACOMUNITARIAS DE LAS INDUSTRIAS ESPAÑOLAS *

Carmela Martín

Universidad Complutense y Fundación FIES

Lourdes Moreno

Universidad Complutense y Fundación Empresa Pública (FEP)

1. Introducción

El propósito del presente trabajo es investigar sobre los factores determinantes de las exportaciones españolas de productos industriales destinadas a la Comunidad, a fin de poder contribuir al debate acerca de cómo éstas pueden verse afectadas por los cambios derivados de la unificación del Mercado Europeo.

Aunque la evidencia empírica disponible sobre los factores explicativos del comportamiento de los flujos comerciales de España es relativamente abundante (véase, por ejemplo, Bonilla, 1978; Mauleón, 1986; Fernández y Sebastián, 1989, y Sebastián, 1991), en ella subyacen dos tipos de limitaciones. Por una parte, la utilización de funciones agregadas, lo que, como suelen señalar los propios autores, puede introducir sesgos en las estimaciones en la medida en que la incidencia de los re-gresores sobre la variable dependiente difiera sectorialmente. Por otra parte, la omisión de variables representativas de las estrategias competitivas de las empresas en un marco de competencia imperfecta que, de acuerdo con los nuevos modelos del comercio internacional basados en la organización industrial, parecen cruciales para explicar las pautas del comercio de bienes manufacturados¹.

* Este constituye una versión revisada de un trabajo precedente (Martín y Moreno, 1991) en la que además de ampliar el período de referencia se contrasta una especificación alternativa de los regresores. La misma se ha beneficiado de los comentarios y sugerencias recibidas de Juan José Dolado y un evaluador anónimo. Ahora bien, de algún modo, es deudora también de Gonzalo Mato por el espléndido seminario que impartió sobre los modelos de panel tras su regreso de Oxford.

¹ Véanse Helpman y Krugman (1985) y Krugman (1990).

En este contexto, el objetivo de la investigación es complementar la evidencia empírica existente con estimaciones efectuadas a partir del modelo econométrico de panel intentando superar las dos limitaciones anteriormente señaladas.

Con tal propósito el trabajo se ha estructurado del modo siguiente. En el apartado 2 se presenta el modelo empírico de partida y se discute la especificación y medición de las variables dependiente y explicativas. En el apartado 3 se ofrecen y comentan los resultados obtenidos al estimar diferentes especificaciones econométricas de la función de exportaciones. Por último, en el apartado 4 se efectúan algunas consideraciones finales sobre la validez de los resultados.

2. Modelo empírico y datos

En el intento de identificar los factores determinantes de la evolución de las exportaciones españolas de productos industriales a la Comunidad Económica Europea (CEE) se contrastará, en primer término, la versión tradicional de la función de demanda de exportaciones que, con carácter general, se ha utilizado en la evidencia empírica disponible, con la única particularidad de que aquí se utilizan datos de panel. Por tanto, las exportaciones reales (XR) se tratan de explicar sobre la base de la demanda exterior en términos reales (DER) y el tipo de cambio efectivo real ($TCER$), todas ellas expresadas en logaritmos, es decir:

$$\ln(XR)_{it} = \beta_0 \ln(DER)_{it} + \beta_1 \ln(TCER)_{it} + E_{it} + \alpha_i, \quad (1)$$

donde:

$$i = 1 \dots 14 \text{ ramas industriales de la clasificación NACE-CLIO/R.25}^2 t \\ = 1978 \dots 1987.$$

Ahora bien, el resto de las estimaciones se efectúa a partir de un modelo en el que, de acuerdo con las teorías más recientes del comercio internacional, se asume que las transacciones internacionales se llevan a cabo en marcos de competencia imperfecta, donde las empresas llevan a cabo estrategias de diferenciación del producto para aumentar sus cuotas en los mercados exteriores. Dentro de las posibles vías de diferenciación del producto, aquí se analizan dos. Por una parte, las conducentes a elevar el contenido técnico de los bienes, esto es, lo que en la literatura se suele denominar diferenciación vertical o tecnológica, y por

² Véase su descripción en el apéndice 1.

otra parte, aquellas basadas en los gastos de marketing y publicidad destinados a la diferenciación horizontal de los bienes³.

Al incorporar tales variables, la ecuación de exportaciones adopta la siguiente forma:

$$\text{Ln}(XR)_{it} = \beta_0 \text{Ln}(DER)_{it} + \beta_1 \text{Ln}(TCER)_{it} + \beta_2 \text{Ln}(ET)_{it} + \beta_3 \text{Ln}(GP)_{it} + E_{it} + \alpha_i$$

Una vez determinado el modelo empírico, veamos cuál es la especificación de las variables y los datos utilizados en su elaboración.

En la medida en que no ha sido posible disponer de información con el nivel de desagregación requerido para algunos países de la Comunidad, la variable dependiente (*XR*) hace referencia tan sólo a siete de ellos⁴ —lo que denominaremos CEE(7)—, si bien éstos constituyen los destinatarios principales de nuestras exportaciones intracomunitarias. Su medición se hace a través de los datos de comercio de la Dirección General de Aduanas, tras una previa agregación a los 14 sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO/R.25 efectuada a partir de la equivalencia entre la nomenclatura CUCI (Clasificación Uniforme de Comercio Internacional) utilizada en Aduanas y la CNBS (Clasificación Nacional de Bienes y Servicios) compatible con la NACE-CLIO. Los valores reales de la exportación se obtienen a partir de los índices de valor unitario.

La demanda externa (*DER*) se aproxima a través del valor añadido sectorial de la CEE en términos reales⁵.

El efecto de la competitividad, expresado a través del tipo de cambio efectivo real, se analiza sobre la base de dos especificaciones: en términos de los costes laborales unitarios relativos (*TCERC*) y utilizando los deflatores de producción (*TCERP*). Dos tipos de razones justifican esta decisión. Por una parte, porque, como es evidente, las variaciones de los costes laborales unitarios relativos no incorporan los posibles cambios en los costes de los consumos intermedios un componente no despreciable de los costes unitarios. Por otra parte, porque, en consonancia con el supuesto de partida en torno a la existencia de mercados de competencia imperfecta, cabe esperar que las políticas de traslación de costes a precios varíen entre las diferentes ramas de actividad como consecuencia de, entre otros factores, el distinto grado de imperfecciones existente en cada uno de los mercados.

³ Un análisis más detallado de estos conceptos puede encontrarse en Ireland (1987).

⁴ Alemania, Francia, Italia, Gran Bretaña, Bélgica, Luxemburgo y Dinamarca.

⁵ No obstante, también se han realizado estimaciones utilizando como *proxy* de la demanda externa las importaciones reales de la CEE (7).

Las dos definiciones específicas de las variables $TCERC$ y $TCERP$

$$\left[\prod_{j=1}^7 (ITC_j)^{T_j} \right] \left[\frac{CLU_{it}}{\prod_{j=1}^7 (CLU_{it}^j)^{T_j}} \right]$$

$$\left[\prod_{j=1}^7 (ITC_j)^{T_j} \right] \left[\frac{DP_{it}}{\prod_{j=1}^7 (DP_{it}^j)^{T_j}} \right]$$

son, por tanto, las siguientes:

$$TCERC_{it} =$$

y análogamente

$$TCERP_{it} =$$

Donde:

ITC_t^j = índice de apreciación o depreciación de la pta frente a las monedas correspondientes a los 7 países ($j = 1, \dots, n$) de la CEE considerados. CLU_{it} = índice de costes laborales unitarios de España para el sector i en el año t .

CLU_{it}^j = índice de costes laborales unitarios del país comunitario / para el sector i en el año t .

DP_{it} = deflactor de producción de España del sector i en el año t .
deflactor de producción del país comunitario j para el sector i en el año t .

T_{ij} = matriz de ponderaciones para calcular los valores medios del conjunto de países comunitarios considerados CEE (7) que, a su vez, se define como:

$$T_{ij} = \frac{X_{ij} + M_{ij}}{\sum_{j=1}^7 (X_{ij} + M_{ij})}$$

siendo:

X_{ij} = exportaciones españolas del sector i al país comunitario / durante el período utilizado como base (1984-1986).

M_{ij} = importaciones españolas del sector i desde el país comunitario j en igual período.

T_j = vector de ponderaciones análogo al anterior, pero para el conjunto de ramas industriales.

El resto de variables explicativas incluidas en la ecuación (2), el esfuerzo tecnológico o conjunto de recursos destinados a I+ D e impor-

tación de tecnología (*ET*) y los gastos en publicidad (*GT*)⁶ están calculados como proporción del valor añadido de cada sector y, como se indicó, tratan de captar la influencia de los esfuerzos de diferenciación tecnológica y horizontal de los productos realizados por las empresas integradas en cada rama, a fin de mejorar su competitividad internacional. Por tanto, es esperable que ambas variables ejerzan un efecto positivo sobre las exportaciones.

Asimismo cabe pensar que los sectores con un esfuerzo tecnológico y gastos publicitarios más intensos tendrán una mayor elasticidad en la demanda externa y menor elasticidad precio en su demanda de exportaciones.

Finalmente, para completar los comentarios en torno a las variables incluidas en la función de exportaciones, cabe denotar que el término de perturbación aleatoria incorpora dos tipos de errores: aquellos asociados a las variables que varían tanto entre sectores como a lo largo del tiempo (e_{it}) aquellos otros ligados a características estructurales de los sectores (a_i).

3. Principales resultados

La estimación de las ecuaciones de exportaciones (1) y (2) por el método de mínimos cuadrados ordinarios (*MCO*) conduciría a estimadores sesgados de las elasticidades precio y demanda externa de las exportaciones debido a la probable correlación entre el componente individual del término de error (a_i) y las variables explicativas.

En este contexto, la estrategia habitual para obtener estimadores consistentes es la aplicación del estimador intragrupos o estimador de covarianza, es decir, la aplicación de *MCO* una vez que los datos se han transformado restándoles sus desviaciones medias temporales⁷.

En el cuadro I se presentan los resultados del estimador intragrupos correspondientes a la ecuación (1). En la columna (a) figuran los obtenidos cuando el tipo de cambio efectivo real se calcula a partir de los costes laborales unitarios relativos, mientras que en la columna (b) se ofrecen los que se obtienen al especificar tal variable a partir de los precios relativos de producción. En la medida en que la ecuación está expresada en logaritmos, los coeficientes pueden ser interpretados como elasticidades precio (coste) y renta.

⁶ Los datos sobre gastos de $I + D$ y pagos por importación tecnológica proceden del INE (estadísticas de $I + D$) y Banco de España (Registro de Caja), respectivamente. La información sobre gastos de publicidad proviene de la Encuesta Industrial elaborada por el INE.

⁷ El sesgo causado por los efectos individuales podría ser también eliminado aplicando primeras diferencias o transformaciones ortogonales. Véase Arellano y Bover (1990).

CUADRO I. *Estimador intragrupos.*

$$\text{Ln}(\tilde{X}R)_i = \beta_0 \text{Ln}(\tilde{D}\tilde{E}R)_i + \beta_1 \text{Ln}(\tilde{T}\tilde{C}\tilde{E}R)_i + \tilde{\epsilon}_i$$

$$(\tilde{x}_i = x_i - x_i)$$

Observaciones: 14 (sectores) \times 10 (años) = 140

	(a)	(b)
β_0	1,92 (6,0)	1,96 (5,1)
β_1	-1,26 (6,1)	-0,36 (0,9)
\bar{R}^2	0,33	0,16
F	69,43	26,88
$S.E.$	0,26	0,29

Nota: \bar{R}^2 = Coeficiente de correlación múltiple (corregido por grados de libertad)

F = test de significación conjunta de los regresores $S.E.$ = desviación típica de los residuos

Como se puede observar en el cuadro I, los dos valores obtenidos para la elasticidad de la renta (en realidad demanda externa) son bastante similares y, al igual que en las estimaciones efectuadas en trabajos previos con funciones de exportación agregadas, muy superiores a la unidad. Sin embargo, los coeficientes que resultan para cada una de las especificaciones del tipo de cambio efectivo real son bien dispares, de hecho el expresado en términos de los precios relativos mantiene el signo esperado pero no es significativo.

En segundo lugar se ha llevado a cabo la estimación de la ecuación (2), que, como se señaló, incorpora las variables de diferenciación de producto (en concreto, los gastos de publicidad y el esfuerzo tecnológico), cuyos resultados se presentan en el cuadro II. De nuevo, en las columnas (a) y (b) se utilizan, respectivamente, el índice de competitividad basado en costes y precios.

Como cabía esperar, la ampliación del modelo mejora notablemente los resultados. Los valores obtenidos para las variables de diferenciación tecnológica y horizontal de los productos resultan demostrativos del efecto positivo que ambas tienen en el comportamiento exportador de la industria. Por otra parte, es destacable que el coeficiente del índice de competitividad calculado a partir de los precios resulta, de nuevo, y a diferencia del elaborado con los costes, no significativo.

El examen comparado de los perfiles temporales de las variables de precios y costes relativos sectoriales —cuya evolución para todo el período se refleja en el apéndice— aporta algunos indicios sobre las razo-

CUADRO II. *Estimador intragrupos.*

$$\text{Ln}(\widetilde{XR})_i = \beta_0 \text{Ln}(\widetilde{DER})_i + \beta_1 \text{Ln}(\widetilde{TCER})_i + \beta_2 \text{Ln}(\widetilde{ET})_i + \beta_3 \text{Ln}(\widetilde{GP})_i + \tilde{\varepsilon}_i$$

$$(\tilde{x}_i = x_i - x_{\bar{i}})$$

Observaciones: 14 (sectores) x 10 (años) = 140

	(a)	(b)
β_0	2,01 (6,7)	1,84 (5,3)
β_1	-1,04 (5,2)	0,42 (1,1)
β_2	0,19 (4,1)	0,25 (4,8)
β_3	0,12 (2,4)	0,18 (3,2)
R^2	0,42	0,31
F	34,19	21,64
$S.E.$	0,24	0,26

Nota Véase notas al cuadro I

nes que pueden motivar esta dispar sensibilidad de las variaciones de las exportaciones ante los cambios en los dos índices de competitividad.

Así, los datos permiten constatar que, como tónica general, la evolución de los precios refleja un mayor deterioro de la competitividad de los productos industriales españoles atribuible a un aumento tanto de los precios relativos de los consumos intermedios como de los excedentes unitarios de producción.

Además, el análisis descriptivo de la información pone de manifiesto que, junto a una notable disparidad en la evolución de los ratios de costes y precios sectoriales, en estos últimos abundan los casos de sec-* tores que, en contra de lo esperado, conjugan un intenso deterioro de competitividad con un sustancial incremento de exportaciones. Las ramas de energía, máquinas de oficina y material de transporte son ejemplos bien ilustrativos.

De cualquier modo, a fin de profundizar en el análisis de la influencia que ambos indicadores de competitividad tienen sobre la exportación y cómo ésta varía de unos a otros sectores, se ha procedido a estimar, aprovechando las ventajas que ofrecen los modelos econométricos de panel, las elasticidades coste/precio sectoriales.

Así, los cuadros III y IV presentan los resultados obtenidos cuando el estimador intragrupos se aplica utilizando un conjunto restringido de

CUADRO III. *Estimador intragrupos (sectorial).*

$$\text{Ln}(\tilde{RX})_{it} = \beta_0 \text{Ln}(\tilde{DER})_{it} + \sum_{j=a}^d \beta_{1j} \text{Ln}(\tilde{TCERC}_{it})_j + (\beta_2 \text{Ln}(\tilde{EF}) + \beta_3 \text{Ln}(\tilde{GP})) + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

$$(\tilde{x}_{it} = x_{it} - x_i)$$

Observaciones = 14 (sectores) \times 10 (años) = 140

	(1)	(2)
β_0	2.21 (6,8)	2.20 (7,0)
β_{1a}	-2,47 (7,6)	-2,06 (6,1)
β_{1b}	-1,40 (3,6)	-1,29 (3,3)
β_{1c}	-0,17 (0,4)	-0,07 (0,2)
β_{1d}	0,49 (0,9)	0,17 (0,3)
β_2		0,14 (3,0)
β_3		0,09 (1,8)
\bar{R}^2	0,45	0,49
F	29,64	23,16
$S.E.$	0,23	0,22

Nota El conjunto restringido de *dummies* sectoriales se ha obtenido sobre la base de la igualdad de parámetros de una regresión previa de 14 *dummies*. En concreto:

$$\begin{aligned} \beta_{1a} : \beta_{1,1} = \beta_{1,3} = \beta_{1,6} = \beta_{1,10} = \beta_{1,11} = \beta_{1,14} \\ \beta_{1b} : \beta_{1,7} = \beta_{1,12} \\ \beta_{1c} : \beta_{1,4} = \beta_{1,5} = \beta_{1,8} = \beta_{1,9} \\ \beta_{1d} : \beta_{1,2} = \beta_{1,13} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (1) \quad F(10,125) = 1,92; F^* = 0,11 \\ (2) \quad F(10,123) = 1,92; F^* = 0,46 \end{aligned}$$

dummies sectoriales y especificando el tipo de cambio efectivo real en función de los costes laborales unitarios relativos (cuadro III) y precios relativos (cuadro IV). Dicho conjunto de *dummies* se ha obtenido sobre la base de una previa estimación llevada a cabo con una variable *dummy* por cada sector a la que se ha aplicado un test *F* para comprobar la igualdad estadística de coeficientes.

Como se desprende del examen de ambos cuadros, tanto las elasticidades de costes como, y en especial, las de precios difieren notable-

CUADRO IV. *Estimador intragrupos.*

$$\text{Ln}(\tilde{X}\tilde{R})_i = \delta_0 \text{Ln}(\tilde{D}\tilde{E}\tilde{R})_i + \sum_{j=a}^d \delta_{1j} \text{Ln}(\tilde{T}\tilde{C}\tilde{E}\tilde{R}\tilde{P}_i)_j + (\delta_2 \text{Ln}(\tilde{E}\tilde{F}) + \delta_3 \text{Ln}(\tilde{G}\tilde{P})) + \tilde{\varepsilon}_i$$

$$(\tilde{X}_i = X_i - X_i)$$

Observaciones = 14 (sectores) \times 10 (años) = 140.

	(1)	(2)
δ_0	2,24 (6,4)	2,07 (6,0)
δ_{1a}	-2,90 (5,2)	-1,83 (3,0)
δ_{1b}	-0,39 (0,7)	-0,01 (0,1)
δ_{1c}	0,63 (0,9)	0,88 (1,3)
δ_{1d}	3,64 (4,7)	3,69 (5,0)
δ_2		0,13 (2,5)
δ_3		0,16 (3,1)
\tilde{R}^2	0,39	0,44
F	23,47	19,47
$S.E.$	0,24	0,23

Nota: El conjunto restringido de *dummies* sectoriales se ha obtenido sobre la base de la igualdad de parámetros de una regresión previa de 14 *dummies*. En concreto:

$$\begin{aligned} \delta_{1a} : \delta_{1,6} = \delta_{1,10} = \delta_{1,11} = \delta_{1,14} \\ \delta_{1b} : \delta_{1,4} = \delta_{1,5} = \delta_{1,8} = \delta_{1,12} \\ \delta_{1c} : \delta_{1,2} = \delta_{1,3} = \delta_{1,9} = \delta_{1,13} \\ \delta_{1d} : \delta_{1,1} = \delta_{1,7} \end{aligned}$$

$$(1) F(10,125) = 1,9; F^* = 0,44$$

$$(2) F(10,123) = 1,9; F^* = 0,83$$

mente entre sectores. Los valores de las elasticidades oscilan, en el caso de los costes, entre el -2,47 correspondiente a la rama de textil y calzado hasta el 0,49 registrado en la rama de caucho y plásticos.

El margen de variación de las elasticidades precio que, como se ha señalado, es todavía más amplio, está definido por el valor de -2,90 también correspondiente al sector de textil y calzado y el 3,64 de la rama de material de oficina.

Además, un resultado que merece ser destacado es que, como sugería

el mero análisis descriptivo de los datos, hay un notable número de sectores que registran, en contra de lo esperado, una elasticidad-precio positiva. Así, hay sectores, tales como el de maquinaria de oficina, productos químicos y material de transporte, donde la evolución de los precios relativos no parecen haber ejercido una influencia significativa sobre la marcha de las exportaciones intracomunitarias durante el período analizado. En consecuencia, cabría inferir que en estos sectores la competitividad viene determinada en mayor medida por estrategias basadas en factores no ligados a los precios. De hecho, todas estas ramas se caracterizan por tener unos gastos tecnológicos en relación a su actividad muy superiores a la media industrial.

Por último, conviene reseñar que los resultados apuntan una serie de sectores, como textil y alimentación, cuyos resultados de exportación muestran, por el contrario, una notoria sensibilidad ante las variaciones de la competitividad tanto en términos de costes como de precios.

4. Conclusiones y consideraciones finales

La estimación efectuada, con un modelo econométrico de panel, de los factores determinantes de la evolución de las exportaciones industriales de España a los principales países comunitarios nos ha permitido obtener algunos resultados de interés que podrían resumirse en los siguientes puntos:

Primero. La obtención de estimadores consistentes de las elasticidades coste (precio) y renta de la demanda comunitaria de productos industriales exportados a dicho mercado en el período analizado. A este respecto nuestro análisis ha permitido confirmar que, debido a la existencia de otros factores ligados a estrategias de diferenciación de producto con influencia en las exportaciones, las estimaciones de tales elasticidades por el procedimiento ordinario de *MCO* en el marco de funciones agregadas de exportación da lugar a estimadores sesgados.

Segundo. Nuestro análisis ha permitido constatar, además, que la sensibilidad de las exportaciones intracomunitarias a las variaciones de la competitividad, definida tanto en términos de costes laborales unitarios como, y particularmente, en función de los precios relativos, es muy dispar entre unas y otras ramas industriales. Es más, los resultados sugieren que, al menos durante el período analizado, hay algunos sectores para los que la evolución de los precios relativos (homogeneizados por el tipo de cambio efectivo nominal) no parece haber ejercido un efecto significativo sobre la marcha de sus exportaciones intracomunitarias.

Tercero. El análisis que aquí se ha llevado a cabo ha posibilitado la detección de algunos factores adicionales que inciden en la exportación

que permiten explicar las notables diferencias sectoriales que, como se ha señalado, se dan en las elasticidades precio y renta de la demanda comunitaria de los productos vendidos a este área. En particular, entre otras posibles variables apuntadas en los nuevos modelos del comercio internacional formuladas en marcos no perfectamente competitivos, nuestro análisis avala la importancia de la diferenciación horizontal (mediante gastos publicitarios) y particularmente vertical o tecnológica de los productos.

Con lo hasta aquí señalado finalizaría la síntesis de las principales conclusiones extraídas del trabajo; ahora bien, dado que en la introducción se señaló que su motivación última residía en el intento de poder contribuir al debate sobre el futuro de las exportaciones ante los cambios que vienen teniendo lugar en el marco del proyecto de unificación del Mercado Europeo, es conveniente hacer algunas consideraciones sobre el tema.

A este respecto, y a partir de los resultados del trabajo, parece razonable hacer algunas inferencias sobre los factores que incidirán en el marco de creciente integración europea sobre el comportamiento de las exportaciones industriales. Así, de acuerdo con la presente investigación, cabe esperar que la influencia ejercida por los costes laborales unitarios relativos y diferenciales de tipo de cambio sea distinta entre ramas de actividad. Además, habrá que tener en cuenta que la respuesta de los precios sectoriales a iguales cambios en los costes laborales y tipos de cambio también diferirá entre sectores no sólo en virtud de las posibles diferencias en la evolución de los precios de los consumos intermedios (con composición y magnitud distinta por unidad producida de cada sector), sino además debido a la existencia de distintas políticas de precio, ocasionadas, entre otras razones, por las dispares estructuras de mercado que subyacen en las diversas ramas industriales.

Además, de la baja sensibilidad que las exportaciones intracomunitarias que algunas ramas parecen mostrar a las variaciones de los tipos de cambio efectivos reales calculadas a partir de los precios, y de la significatividad de las variables expresivas de la diferenciación de los productos, se puede inferir que los resultados futuros de nuestra exportación, al menos al mercado comunitario, estarán influidos por factores de competitividad adicionales a los precios.

Es más, es razonable pensar que la creciente liberalización de las transacciones económicas entre países comunitarios, junto con las intensas mejoras que se vienen, y seguirán, produciendo en las áreas de la información y las telecomunicaciones, contribuyan a propagar, en todos los países de la Europa comunitaria, las pautas de demanda, con mayores exigencias en cuanto a calidad y variedad de los productos imperantes en los países que ostentan una posición de liderazgo dentro de este área.

Por tanto, y para finalizar, parece correcto señalar que la política

diseñada para fomentar la expansión de las exportaciones en estos mercados no debiera ceñirse a la moderación del crecimiento de los costes laborales unitarios y precios y al manejo del tipo de cambio dentro de los márgenes que, de cualquier modo, cada vez serán mas estrechos, sino además a apoyar la capacidad de las empresas para competir sobre la base de otros atributos determinantes de la diferenciación y calidad de los productos.

Apéndice 1 **VARIACIÓN DE COMPETITIVIDAD** **EN EL PERÍODO 1978-1987**

	Exportaciones reales *	Costes **	Precios '
1. Energía	16,2 (2)	-20,5	17,6 (13)
2. Minerales metálicos y siderometalurgia.	5,4 (10)	32,7 (14)	4,0 (9)
3. Minerales y productos no metálicos..	8,9 (6)	0,5 (11)	4,0 (10)
4. Químico	11,5 (3)	4,0 (12)	1,8 (8)
5. Productos metálicos	1,9(14)	-8,8 (7)	-13,2
6. Maquinaria industrial	8,2 (7)	-5,4 (8)	-3,8 (5)
7. Máquinas de oficina y otros	18,3 (1)	-13,4	21,7 (14)
8. Material eléctrico y electrónico.....	10,3 (4)	-3,0 (10)	1,5 (6)
9. Material de transportes	10,1 (5)	-10,9	13,7 (12)
10. Alimentación	4,9(11)	-19,4	-15,1
11. Textil, vestido y calzado.....	3,9 (13)	-5,3 (9)	-10,6
12. Papel y derivados	8,0 (8)	-12,2	1,5 (7)
13. Caucho y plásticos.....	6,0 (9)	17,7 (13)	6,6 (11)
14. Madera, corcho y otras manufacturas.	4,4 (12)	-18,8	-22,0

Tasa de crecimiento anual acumulativo.

Entre paréntesis figura el ranking de mejor a peor comportamiento de la competitividad.

Referencias bibliográficas

Arellano y Bover (1990): «La econometría de datos de panel». *Investigaciones económicas*, vol. XIV, n.º 1, 3-46.

- Bonilla, J. M. (1978): «Funciones de importación y exportación en la economía española». *Estudios Económicos*, n.º 14. Servicio de Estudios. Banco de España.
- Fernández, I., y Sebastián, M. (1989): «El Sector exterior y la incorporación de España a la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones». *Documento 8905*. Dirección General de Planificación. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Helpman, E., y Krugman, P. (1985): *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition and the International Economy*. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- Ireland, N. J. (1987): *Product Differentiation & Non-Price Competition*. Basil, Blackwell. Oxford.
- Krugman, P. (1990): *Rethinking International Trade*. MIT Press.
- Mauleon, I. (1986): «Una función de exportaciones para la Economía Española». *Investigaciones Económicas* (Segunda época), vol. X, n.º 2, 357-378.
- Martin, C, y Moreno, L. (1991): «Spain's Industrial Exports to the EEC: A panel Data Approach». *Working Paper*, n.º 251, CEPR.
- Sebastián, M. (1991): «Un análisis estructural de las exportaciones e importaciones españolas: Evaluación del período 1989-91 y perspectivas a medio plazo». *Documento de Trabajo*, n.º 9.114, Servicio de Estudios del Banco de España.

Capítulo 8

MARGEN PRECIO-COSTE E IMPORTACIONES EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA (1980-1986) *

José Carlos Fariñas

Universidad Complutense y Fundación Empresa Pública (FEP)

Elena Huergo

Universidad Complutense y Fundación Empresa Pública (FEP)

1. Introducción

En el marco de una economía abierta, bajo condiciones de competencia perfecta, la libertad de entrada en el mercado hace nulo el margen precio-coste, con independencia de que existan o no importaciones. Sin embargo, cuando el mercado interior opera en situación de competencia imperfecta, las importaciones debilitan el poder de mercado de las empresas locales. Este resultado es suficientemente general en los modelos de oligopolio, aunque condicionado a los supuestos que se mantengan acerca del grado de colusión entre las empresas que canalizan las importaciones y las que producen en el interior. Entre los trabajos que sintetizan este conjunto de argumentos teóricos cabe citar a Jacquemin (1982) y Caves (1985), y un examen de la interdependencia entre productores interiores e importadores y sus efectos sobre el margen se encuentra en Geroski y Jacquemin (1981).

En la vertiente empírica son numerosos los trabajos que se han ocupado de examinar la relación entre importaciones y resultados: los estudios de Martin (1979) y Pugel (1980) para la industria estadounidense; los de Lyons (1981) y Geroski (1982) para el Reino Unido; el de Ghel-linck, Geroski y Jacquemin (1988) en relación a las manufacturas belgas; el de Neuman, Bobel y Haid (1985) para la industria alemana, y el de Mazón (1992) para las empresas españolas.

* Una primera versión de este trabajo constituyó la tesina de Elena Huergo en la Universidad Complutense, bajo la dirección de José C. Fariñas. Agradecemos a los miembros del Programa de Investigaciones Económicas sus comentarios, así como los de un evaluador anónimo, que nos han permitido introducir mejoras en una versión preliminar del trabajo.

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre la rentabilidad de los sectores de manufacturas de la industria española y su apertura comercial durante el período 1980-1986. Se utilizan el margen precio-coste (índice de Lerner), como indicador de resultado económico, y el valor de la corriente de importaciones de productos industriales en porcentaje sobre la demanda interior, como indicador del grado de apertura comercial. La estimación del modelo trata de obtener conclusiones sobre el efecto que tiene el distinto grado de apertura comercial de los sectores manufactureros sobre sus márgenes de beneficio, e intenta, por tanto, formular conclusiones relativas a si la competencia internacional constituye un factor que disciplina el comportamiento de precios y costes en el mercado interior.

El trabajo está organizado como sigue: en la sección 2 se ofrece una síntesis de diferentes modelos teóricos; la sección 3 está dedicada a discutir los problemas de especificación; la sección 4 presenta los resultados de una estimación realizada para 65 sectores de manufacturas, durante el período 1980-1986; y la sección 5 resume las principales conclusiones.

2. Marco teórico

En el ámbito de una economía abierta, la formalización más sencilla para estudiar la relación estructura-resultados es suponer la existencia de un oligopolio estático en el que las empresas maximizan sus beneficios fijando las cantidades que lanzan al mercado. La demanda total (Q) se abastece con producción interior (q_d) y con importaciones (q_m), siendo la función de demanda inversa a la que se enfrenta el oligopolista interior: $P = F(Q) = F(q_d + q_m)$. Bajo estas condiciones y suponiendo, además, que la producción no está diferenciada, es fijo el número de competidores y que cualquier variación de la producción de una empresa no induce cambios en la oferta de los competidores, sean productores en el interior o importadores extranjeros ($dQ/dq_i = 1$, conjeturas de-Cournot), la expresión del margen precio-coste de un oligopolista interior (índice de Lerner, Ld_i) y del margen agregado de la industria (Ld) vienen dadas por ¹:

$$Ld_i = \frac{S_i}{\varepsilon} (1 - tm) \quad (1)$$

$$Ld = \sum_{i=1}^n S_i Ld_i = \frac{Hd}{\varepsilon} (1 - tm), \quad (2)$$

¹ Esta modelización se corresponde con la recogida en Cowling y Waterson (1976) para una economía sin intercambios exteriores.

donde 5_i = cuota de participación de la producción de la empresa interior i -ésima sobre el total producido en la industria (q_{di}/Q); ε = elasticidad de la demanda; tm = tasa de penetración de importaciones ($q_j/(q_d + q_m)$); y Hd = índice de Herfindhal de los productores interiores.

En las expresiones (1) y (2) aparece la tasa de penetración de importaciones como variable que incorpora el efecto de la apertura comercial en los resultados de la industria. Dicho efecto implica que las importaciones constituyen un mecanismo disciplinador del poder de mercado de las empresas interiores, reduciendo sus márgenes respecto a la situación de economía cerrada. Entre los modelos de oligopolio con competencia exterior, la solución de equilibrio de Cournot es la más utilizada para formalizar el efecto disciplinador de las importaciones. Ejemplos de este tipo de aproximación se encuentran en Jacquemin, De Ghellinck y Hu-veneers (1980), Pugel (1980), Lyons (1981) y Jacquemin (1982).

Existen, por otra parte, soluciones alternativas a la señalada y que mantienen el mismo tipo de relación entre rentabilidad y competencia exterior. Una de las que ha atraído mayor interés corresponde al modelo de oligopolio con liderazgo en precios, que permite introducir cierta asimetría en la situación de las empresas que operan en mercados abiertos². Se considera, a continuación, un caso sencillo en que todas las empresas con producción interior forman un grupo dominante, que se comporta no colusivamente y se enfrenta a importaciones de una franja competitiva. La función de demanda para el grupo dominante se define como una demanda residual de la función de demanda total de la industria ($Q=f(p)$), al detraerle la oferta de la franja competitiva extranjera ($q_m = G(p)$); en consecuencia, la función de demanda del grupo dominante tiene la forma: $q_d = Q - q_m = f(p) - G(p) = H(p)$.

La maximización de la función de beneficios de un oligopolista perteneciente al grupo dominante permite obtener las expresiones de los índices de Lerner individual y agregado:

$$Ld_i = \frac{m_i}{\varepsilon + \varepsilon_m \cdot tm} \quad (3)$$

$$Ld = \frac{Hd(1 - tm)}{\varepsilon + \varepsilon_m \cdot tm}, \quad (4)$$

donde m_i = cuota de participación de la producción del oligopolista i -ésimo sobre la demanda total (q_{di}/Q); ε_m = elasticidad de la oferta de

En Saving (1970) y Encaoua y Jacquemin (1980) se encuentra un examen detallado de este tipo de modelos.

importaciones; y Hd = índice Herfindhal de concentración de las empresas del grupo dominante.

En la expresión (4), la tasa de penetración de las importaciones tiene una relación también negativa con el margen precio-coste agregado de la industria. Además, respecto a la expresión (2), en (4) un elevado valor de la elasticidad de oferta de importaciones reduce el grado de monopolio. En el extremo, si la franja competitiva está constituida por importadores cuya oferta es infinitamente elástica en el nivel del coste marginal —que corresponde al supuesto habitual de país pequeño—, el precio interior se igualaría a dicho valor y la solución se aproximaría a la de competencia perfecta. En el caso opuesto, valores pequeños de la elasticidad de oferta de importaciones acercan la solución a la de Cournot.

Los modelos presentados hasta el momento consideran que la estructura oligopolista interior no afecta a los bienes de importación. Sin embargo, no es éste un supuesto razonable, ya que los oligopolios con producción en el interior de un país operan a menudo sobre una base transnacional y, a través de ésta, ejercen un control directo sobre las importaciones. Los cauces por los que se produce dicho control son variados. En unos casos, la empresa nacional procesa importaciones, bien porque la empresa extranjera utiliza los canales de distribución interior, bien por la aplicación de acuerdos de franquicia con oferentes extranjeros. En el caso de empresas multinacionales, la interdependencia se produce a través de intercambios comerciales entre empresa matriz y filiales —comercio intraempresa—³. La evidencia disponible sugiere, por otra parte, que una elevada proporción de estas transacciones intraempresa no son de *inputs* intermedios, sino en productos acabados destinados a usos finales, fenómeno que corresponde a situaciones en las que establecimientos industriales localizados en países diferentes y pertenecientes a la misma empresa se especializan en variedades distintas que, al satisfacer necesidades de consumo de mercados amplios, promueven intercambios comerciales simultáneos.

En situaciones como las descritas, una penetración de las importaciones en el mercado interior, superior en magnitud entre sectores o creciente en el tiempo para el mismo sector, no tiene por qué implicar mayor competencia exterior. Este resultado puede establecerse a partir de los dos modelos expuestos, si en ellos se desarrolla la idea mencionada de interdependencia entre la estructura oligopolista interior y la corriente de importaciones. A continuación se recoge una reformulación de ambos modelos que considera este tipo de argumento.

En relación al primer modelo recogido en el texto [expresiones (1) y (2)], se ha seguido la misma línea utilizada en Urata (1984) para intro-

³ Sobre la importancia cuantitativa de este tipo de comercio, véase Helleiner (1979), y para su justificación teórica, Helpman (1984).

ducir la idea de interdependencia. Sin establecer supuestos *a priori* sobre la reacción de los competidores ante cambios en la producción del oligopolista, se obtiene la siguiente expresión del margen individual:

$$Ld_i = \frac{S(1 - tm)}{\varepsilon} \left(1 + \frac{\partial q_{d-i}}{\partial q_{di}} + \frac{\partial q_m}{\partial q_{di}} \right), \quad (5)$$

donde $q_{d-i} = q_d - q_{di}$; dq_{d-i}/dq_{di} y dq_m/dq_{di} indican el tipo de conjeturas del productor i -ésimo respecto al comportamiento de sus rivales nacionales y extranjeros, respectivamente.

De las posibles modelizaciones de conjeturas, se ha seguido la propuesta por Clarke y Davies (1982), que considera que todas las empresas tienen la misma expectativa acerca del efecto proporcional de los cambios en su producción sobre los de las empresas restantes:

$$\begin{aligned} \frac{\partial q_{d-i}}{\partial q_{di}} \frac{q_{di}}{q_{d-i}} &= \alpha, & \frac{\partial q_{d-i}}{\partial q_{di}} &= \alpha \frac{q_{d-i}}{q_{di}} \\ \frac{\partial q_m}{\partial q_{di}} \frac{q_{di}}{q_m} &= \beta, & \frac{\partial q_m}{\partial q_{di}} &= \beta \frac{q_m}{q_{di}}, \end{aligned} \quad (6)$$

donde los valores de α y β , acotados entre 0 y 1, representan las conjeturas de las empresas sobre el comportamiento de sus competidores. Los valores extremos indican, respectivamente, conjeturas de Cournot y colusión perfecta. Sustituyendo en (5) y agregando sobre el conjunto de empresas del sector, se obtiene

$$Ld = \frac{(1 - tm)}{\varepsilon} [Hd(1 - \alpha) + \alpha] + \frac{\beta}{\varepsilon} tm. \quad (7)$$

El efecto final de la corriente de importaciones sobre el margen dependerá de los valores de α y β . Si cada empresa con producción interior formula sus expectativas suponiendo que los competidores se comportan como oligopolistas de Cournot ($\alpha = \beta = 0$), la expresión (7) se reduce a la expresión (2) y, como se expuso, la relación entre el margen y la tasa de penetración de importaciones es negativa. Si, por el contrario, cada empresa con producción interna forma colusión perfecta con los importadores, éstos tenderán a reaccionar ante cambios en la producción de la empresa interior, variando su oferta de importaciones en la misma proporción ($\beta = 1$). En este caso, la relación entre margen y tasa de penetración de importaciones es positiva. Así, la posibilidad de observar una relación positiva es mayor cuanto mayor el grado de colusión implícita entre las empresas interiores y extranjeras, lo que apoya la argu-

mentación intuitiva ya señalada de que, cuando hay interrelación entre los productores interiores y extranjeros, un aumento en la corriente de importaciones no tiene por qué implicar una mayor- competencia.

La existencia de cooperación transnacional en empresas que producen en el interior de un país puede también introducirse en el segundo modelo, que corresponde al oligopolio que lidera en precios. En éste —véase expresión (4)—, los productores extranjeros se identificaban con la franja competitiva y la industria interior formaba el cártel. El resultado obtenido ilustra, bajo supuestos de asimetría sencillos, el efecto disciplinador de las importaciones sobre el poder de mercado de las empresas con producción interior. En este sentido, Geroski y Jacquemin (1981) han analizado versiones del mismo modelo que incorporan supuestos más realistas respecto a cómo se distribuyen las empresas entre el grupo dominante y la franja competitiva. En concreto, entre los casos analizados se considera que parte de las empresas con producción local, pertenecientes al grupo dominante, controlan una cierta proporción de las importaciones, y que el resto de las importaciones se efectúa por empresas que pertenecen a la franja de competidores. La conclusión a que llegan los autores es que, al modificar los supuestos de partida en la dirección que se ha señalado, no puede establecerse una relación de signo preciso entre rentabilidad del cártel e intensidad de las importaciones.

El resultado anterior no se refiere al margen precio-coste de la industria que produce en el interior sino al del cártel. Interesa, por tanto, establecer una extensión del modelo (4) que incorpore cierta asimetría en el grupo dominante. Para ello, se ha procedido a obtener la expresión del margen precio-coste de la industria en un modelo de grupo de empresas dominantes, suponiendo comportamiento colusivo⁴ dentro de dicho grupo, y considerando que en el cártel y en la franja competitiva participan empresas que producen en el interior e importadores. De este modo, la función de demanda del grupo dominante $\{q_G = H(p)\}$ se define como una demanda residual de la función de demanda total de la industria de la que se detrae la función de oferta de la franja competitiva ($q_c = G(p)$): $q_G = Q - q_c = f(p) - G(p) = H(p)$. La maximización de la función de beneficios conjuntos del grupo dominante (dado el supuesto de comportamiento colusivo dentro de dicho grupo) permite establecer las expresiones del índice de Lerner individual de un oligopo-lista del grupo dominante y del agregado de la industria interior,

$$Lg_i = \frac{C_G}{\varepsilon + \varepsilon_c(1 - C_G)} \quad (8)$$

$$Ld = C_{DG} \frac{C_G}{\varepsilon + \varepsilon_c(1 - C_G)}, \quad (9)$$

donde C_{DG} = cuota de participación de la producción de las empresas del grupo dominante interiores sobre el total de lo producido interiormente.

Como se deduce de la expresión (9), un volumen superior de importaciones procedentes de empresas de la franja competitiva disminuye el valor de C_G y afecta negativamente al margen. Por otra parte, un aumento de las importaciones procedentes de empresas del grupo dominante incrementa C_G y afecta positivamente al margen. En consecuencia, la relación de la tasa de penetración de importaciones con el margen agregado está condicionada por dos elementos: las importaciones procedentes de la franja competitiva, que disciplinan a los miembros del grupo dominante, y las procedentes del propio grupo (la parte competitiva disciplina al grupo, pero evidentemente no es disciplinada por él, dado su margen precio-coste nulo).

3. Especificación y definición de las variables

Los modelos teóricos desarrollados en la sección anterior proporcionan una caracterización convencional del equilibrio de una industria bajo condiciones de competencia imperfecta. Dichas relaciones de equilibrio asocian el margen precio-coste con la estructura de la industria y con el comportamiento adoptado por las empresas. La estructura de la industria viene representada por el grado de concentración existente en el mercado, por la tasa de penetración de importaciones y por las elasticidades, y el comportamiento de las empresas se refiere al conjunto de conjeturas que formulan las empresas respecto al grado de interdependencia en sus decisiones. Los dos aspectos que, por tanto, dificultan una especificación adecuada son: el carácter inobservable de algunos determinantes teóricos de los márgenes y la naturaleza simultánea de la relación. A continuación se discuten ambos problemas.

La existencia de características individuales inobservables puede causar un problema en la estimación por omisión de variables relevantes. En el trabajo original de Cowling y Waterson (1976) se propuso como alternativa suponer que tanto las características individuales de comportamiento como la elasticidad de la demanda pueden considerarse invariantes temporalmente para cada sector industrial, al menos en periodos cortos de tiempo como el que aquí se utiliza. Este supuesto permite especificar la relación entre el margen (MPC) y el vector $\{X\}$ de variables explicativas de la forma: $MPC_{it} = P'X_{it} + \mu_i + u_{it}$ ($i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, 7$), donde μ_i recoge el componente individual inobservable.

La ventaja de disponer de un panel de datos reside, por tanto, en que puede utilizarse la variabilidad temporal de la muestra para estimar consistentemente los parámetros del modelo. La distinción relevante a efectos de la estimación es contrastar si los componentes individuales inobservables están correlacionados con el la estimación del modelo por *MCO* será inses-
vector X_{it} de variables obser-

Si $E(x_{it}, \mu_i) = 0$, vables.

gada, suponiendo estricta exogeneidad de las variables explicativas, sin

$$E[(\mu_i + u_{it})^2] \neq E[(\mu_i$$

$+ u_{it})^2]$ para $t \neq s$ y $E[(\mu_i + u_{it})(\mu_i + u_{is})] \neq 0$ para $t \neq s$.

embargo, la estimación no será eficiente dado aue

En est§ caso,

la estimación por *MCG* en una segunda etapa proporciona estimadores consistentes y eficientes.

No obstante, si $E(x_{it}, f_{it}) \neq 0$ (por ejemplo, si la elasticidad de la demanda y la concentración están correlacionadas), el estimador de *MCO* será inconsistente. En este caso, la estimación por *MCO* del modelo que incorpora las variables transformadas tomando desviaciones con respecto a la media,

$$(MPC_{it} - MPC_i) = \beta'(X_{it} - X_i) + (u_{it} - u_i),$$

donde

$$MPC_i = \left(\sum_{t=1}^T MPC_{it} \right) / T, \quad X_i = \left(\sum_{t=1}^T X_{it} \right) / T, \quad u_i = \left(\sum_{t=1}^T u_{it} \right) / T$$

proporciona coeficientes consistentes, bajo el supuesto de estricta exo-geneidad de las variables explicativas y si los errores del modelo original son no autocorrelacionados.

En modelos estáticos como el descrito, una estrategia de especificación consiste en contrastar la hipótesis nula $E(x_{it}, (i_j)) = 0$, mediante un test de Hausman: de rechazarse la hipótesis, el estimador del modelo intragrupos proporciona valores consistentes de los parámetros de interés; de aceptarse la hipótesis nula, y tener los efectos individuales carácter aleatorio, el estimador de *MCG* propuesto por Hausman (1978) es consistente y eficiente (bajo los supuestos mencionados).

El segundo aspecto relativo a la especificación que hay que destacar se refiere al carácter simultáneo de la determinación entre los márgenes y las variables que captan las características de la estructura de la industria. El fundamento de regresiones de este tipo procede de condiciones de primer orden como las desarrolladas en la sección 2, que recogen relaciones de equilibrio. En ellas, las variables de decisión para la empresa determinan la maximización del beneficio y el margen precio-coste óptimo, y éste, por agregación, define el margen de la industria. Por tanto, incluso cuando la unidad observada es el sector, se mantiene el carácter endógeno de las variables.

En el caso particular de la tasa de penetración de importaciones, aunque de ciertos modelos de oligopolio parezca deducirse que un incremento exógeno de la intensidad de las importaciones en el mercado interior produce un efecto reductor sobre los márgenes, un incremento de estos últimos genera, a su vez, un incentivo que da origen a mayores importaciones. El carácter simultáneo de la relación y los signos señalados harán que el sesgo esperado por simultaneidad de la tasa de penetración de importaciones en un contexto donde los márgenes son la variable dependiente sea positivo.

El problema de la simultaneidad y la discusión sobre el tipo de sesgos esperados en la estimación de la relación entre márgenes y variables de estructura ha sido planteado en diversas ocasiones. Strickland y Weiss (1976) construyen un modelo en el que el margen precio-coste es una función de la concentración y de los gastos en publicidad, mientras que la concentración responde a la publicidad y ésta a los márgenes y la concentración. El planteamiento del problema es similar en Martín (1979), que añade dinámica a la ecuación de la concentración a través de un mecanismo de ajuste parcial.

Los trabajos anteriores señalan como solución al problema apuntado la estimación de modelos simultáneos. Dada, sin embargo, la incertidumbre respecto a la especificación completa de las relaciones que se producen entre las variables de interés, en este trabajo se ha optado por aplicar una técnica de variables instrumentales que controle su endogeneidad potencial.

La especificación adoptada requiere hacer referencia, por otra parte, a tres grupos distintos de variables que aparecen recogidas en los resultados. El primer grupo incorpora las siguientes variables: la intensidad de capital, una variable ficticia de sectores en desequilibrio y las fluctuaciones de la demanda agregada de la industria. En el caso de la intensidad de capital, su inclusión viene aconsejada por la forma de definir el margen precio-coste a partir de los datos disponibles. El supuesto implícito en un análisis que utiliza información transversal es interpretar las diferencias observadas entre individuos como diferencias en las posiciones de equilibrio a largo plazo⁵. En este sentido, el proceso de maximización que conduce a valores del margen diferenciados por sectores, debe imputar en los costes marginales el coste implícito del capital. Puesto que la fuente estadística utilizada para el cálculo de la variable *MPC* no permite sustraer los costes de capital, los márgenes así aproximados dependerán de la relación capital-ventas *{KIV}* existente en cada sector. Por otra parte, la variable ficticia de sectores en desequilibrio trata de captar el diferente comportamiento del margen de sectores que están experimentando procesos de reconversión durante el período de análisis.

⁵ Véase Schmalensee (1989).

Por último, se ha incluido también como variable explicativa la tasa de variación de la demanda interior agregada del conjunto de sectores industriales, que pretende captar fluctuaciones de carácter agregado en el comportamiento de los márgenes.

En segundo lugar, en la especificación final se ha incluido como variable el gasto de publicidad sobre ventas. Los resultados empíricos iniciales muestran un efecto diferente de la publicidad según se utilice su variabilidad temporal o transversal, que coinciden con los obtenidos en Jaumandreu y Mato (1987). A continuación se recogen algunas consideraciones sobre la forma de especificar dicha variable, que siguen de cerca a las de los autores anteriores.

El argumento que ha justificado de modo habitual ⁶ la incorporación de los gastos en publicidad al estimar relaciones estructura-resultados se refiere a que dichos gastos constituyen un medio de establecer barreras a la entrada de nuevas empresas, al crear preferencias duraderas de los consumidores hacia determinados productos. Desde este enfoque, la relación que se espera *a priori* entre la variable publicidad/ventas y el margen precio-coste es positiva.

Sin embargo, se ha argumentado también sobre la existencia de un efecto de signo contrario de los cambios en publicidad sobre el margen precio-coste. Por una parte, se puede dar una relación negativa entre margen y publicidad si existen economías de escala en esta última ⁷. Por otra parte, un incremento en los gastos publicitarios puede estar reflejando un aumento de la competencia entre las empresas, sin que se observen a corto plazo efectos sobre la clientela. Por último, una disminución de los gastos en publicidad, al reducir los costes, podría formar parte de una estrategia de amenaza creíble de comenzar una guerra de precios ante la posible entrada de nuevas empresas. Según esto, además del habitual efecto positivo esperado de la publicidad entre industrias, es posible que se produzca un efecto negativo de sus cambios sobre el margen. Por todo ello, se ha optado por incluir en la especificación dos variables, procedentes de la descomposición de los gastos en publicidad en dos elementos: su valor medio muestral, que pretende recoger el efecto positivo sobre el margen de los gastos en publicidad como barrera a la entrada, y las desviaciones respecto a la media temporal, que intentan captar el efecto negativo de los cambios en publicidad.

En tercer lugar, una de las conclusiones derivadas de la sección 2 hace referencia a la relación del margen con la tasa de penetración de importaciones. Esta es función del grado de interrelación entre la estructura de producción interior y el conjunto de empresas que canalizan las importaciones hacia el mercado interior. Una forma de aproximar en

⁶ Véase Comanor y Wilson (1967).

⁷ Véase Scherer (1980).

alguna medida esta interdependencia entre producción interior e importaciones es descomponer la tasa de penetración de importaciones en la parte que corresponde a transacciones con los países de la OCDE y en la proporción que se origina en compras que proceden del resto del mundo. Es razonable suponer que las importaciones procedentes de la OCDE tengan un grado de interdependencia mayor con la producción interior respecto a las originadas en el resto del mundo, es decir, siguiendo la expresión (6), que

$$\beta_o = \frac{\partial qm_o}{\partial qd_i} \frac{qd_i}{qm_o} > \frac{\partial qm_r}{\partial qd_i} \frac{qd_i}{qm_r} = \beta_r,$$

donde qm_o y qm_r representan, respectivamente, las importaciones originadas en la OCDE y en el resto del mundo.

Como evidencia que apoya el anterior supuesto, puede señalarse que, para el año 1989, las 100 primeras empresas importadoras fueron responsables de un valor en torno al 50 por ciento de las importaciones totales de productos industriales. De este volumen de importaciones, un 56,8 por ciento se produjo en empresas participadas por capital extranjero, mayoritariamente procedente de países de la OCDE⁸. Por tanto, al descomponer la tasa de penetración de las importaciones totales cabe esperar que el efecto disciplinador de las primeras tienda a desaparecer, mientras que se mantenga el de las segundas, dado el muy distinto grado de interdependencia existente entre éstas y la estructura de producción interna.

Resumiendo las consideraciones anteriores, la especificación finalmente elegida ha sido:

$$\begin{aligned} MPC_{it} = & \beta_0 + \beta_1 DSD_{it} + \beta_2 CR_{it} + \beta_3 TM_{it} + \beta_{41} PVME_{it} + \\ & + \beta_{42} DVPV_{it} + \beta_5 KV_{it} + \beta_6 TVDA_{it} + (\mu_i + u_{it}) \\ & i = 1, \dots, 65 \\ & t = 1980, \dots, 1986, \end{aligned}$$

donde DSD = variable ficticia de sectores en desequilibrio,
 CR = concentración,
 TM = tasa de penetración de importaciones (TMO y TMR = tasa de penetración de importaciones procedentes de la OCDE y del resto del mundo, respectivamente, incluidas en las especificaciones que incorporan la descomposición de TM), $PVME$ = valor medio del ratio gastos en publicidad sobre ventas, $DVPV$ = desviaciones con respecto a la media del ratio gastos en publicidad sobre ventas,

Véase Iranzo (1990).

KV = intensidad de capital,

$TVDA$ = tasa de variación de la demanda interior agregada.

En el anexo figura la definición de las variables mencionadas y las fuentes estadísticas que se han utilizado en su elaboración.

4. Resultados

Antes de presentar los resultados de la estimación, se describirán los rasgos más destacados de la evolución de las variables ⁹. El período analizado comprende una primera etapa, hasta el año 1982, en que el valor de los márgenes precio-coste y de la tasa de penetración de importaciones, en promedio para la industria de manufacturas, se mantiene estable, y una segunda fase de crecimiento, que se inicia en 1983. Este comportamiento sigue de cerca los cambios que se observan en la tasa de crecimiento de la demanda interior, y sugiere la existencia de una evolución procíclica del margen precio-coste y de la tasa de penetración de importaciones.

Sin embargo, la similar evolución de la tasa de penetración de importaciones y del margen precio-coste agregados de la industria no se confirma al proceder a la desagregación de estas variables por sectores de actividad. La intensidad importadora mantiene, en la mayoría de los sectores, una tendencia temporal creciente que contrasta con las fluctuaciones observadas de los márgenes sectoriales, indicando la dificultad de captar una relación robusta entre las variables implicadas.

El tercer tipo de regularidad que sugieren los datos se detecta al descomponer la tasa de penetración de importaciones en la parte que corresponde a las importaciones procedentes de la OCDE y la que se origina a través de importaciones procedentes del resto del mundo. Mientras que para las primeras no se manifiesta una relación de carácter estable con el margen precio-coste, los sectores con márgenes mayores presentan menores tasas de penetración de importaciones procedentes del resto del mundo.

En el cuadro I aparecen recogidos los resultados de la estimación del panel de datos con información en niveles, el estimador intragrupos, el correspondiente a mínimos cuadrados generalizados y el obtenido por el método de variables instrumentales.

Al aplicar el estimador de *MCO* (columna 1) al conjunto de observaciones de los años 1980-1986, la mayoría de las variables muestra los signos esperados, aunque en algunos casos los coeficientes no son signi-

⁹ Para un examen más detallado, véase Huergo (1991).

CUADRO I. Resultados estimación del panel de datos (1980-1986).

VARIABLES	12		3	4
C	0,15 (21,0)	—	0,14 (8,6)	—
DSD	-0,028 (5,1)	----	-0,023 (1,8)	—
CR	0,036 (2,9)	0,11 (2,4)	0,048 (2,1)	0,20 (2,5)
TM	0,010 (0,6)	0,04 (1,0)	0,014 (0,5)	0,21 (3,0)
$PVME$	3,29 (6,4)	----	3,16 (2,9)	----
$DVPV$	-0,71 (0,7)	-1,17 (1,4)	-1,10 (1,3)	-2,32 (3,3)
KV	0,004 (0,4)	-0,033 (2,0)	0,002 (0,1)	-0,036 (2,5)
$TVDA$	0,24 (4,5)	0,17 (5,5)	0,19 (6,4)	0,12 (3,4)
RSS	0,76	0,26	0,31	0,29
Test de Wald (g.l)	124,4(7)	91,8(5)	—	111,7(5)
mi	9,0	5,3	—	5,4
m2	8,7	2,7	—	2,9
Test de Sargan (g.l)	—	—	—	22,7(21)

Notas

- 1) C = constante, DSD = *dummy* de sectores en desequilibrio, CR = índice de concentración CZ^{10} , TM = tasa de penetración de importaciones, $PVME$ = gastos en publicidad/ventas en media temporal, $DVPV$ = desviaciones con respecto a la media del ratio publicidad/ventas, KV = ratio capital/producción destinada a la venta, $TVDA$ = tasa de variación de la demanda interior agregada.
- 2) La columna 1 presenta los resultados de la estimación por MCO con las variables en niveles. La columna 2 recoge los coeficientes del estimador del modelo intragrupos. La columna 3 muestra los resultados de la estimación por MCG . Finalmente, la columna 4 recoge los coeficientes que resultan de estimar, por el método de variables instrumentales, el modelo transformado tomando desviaciones ortogonales.
- 3) La estimación por variables instrumentales de la cuarta columna se ha realizado con el programa *DPD* (véase Arellano y Bond, 1988b); se han utilizado como instrumentos de la concentración y de las desviaciones del ratio gastos en publicidad sobre ventas, sus primeros y segundos retardos para cada corte transversal; para instrumentar la tasa de penetración de importaciones se han elegido dos instrumentos exógenos: la demanda de importaciones y la protección nominal; en la estimación ambos se introducen en desviaciones.
- 4) RSS es la suma de los residuos al cuadrado; el test de Wald proporciona un contraste de significación conjunta de las variables explicativas (g.l = grados de libertad); mi y m2 son estadísticos de auto-correlación de primer y segundo orden; el estadístico de Sargan proporciona un contraste de las restricciones sobreidentificadoras; estadísticos / entre paréntesis obtenidos en estimaciones de segunda etapa, con errores estándar asintóticamente robustos a heterocedasticidad transversal.

ficativos. Sin embargo, como ya se ha expuesto, estos coeficientes son ineficientes si existen efectos individuales inobservables y, además, inconsistentes si dichos efectos están correlacionados con las variables explicativas. Los estadísticos asociados a la estimación apoyan su existencia al observarse una fuerte correlación residual positiva en la matriz de correlación de los errores. Por su parte, los tests robustos m_1 y m_2 ¹⁰ indican la presencia de correlación serial de primer y segundo orden. Este resultado concuerda con la existencia de efectos individuales, bajo el supuesto de que el término de error del modelo original (u_k) sea ruido blanco.

En la segunda columna se presenta la estimación del modelo intra-grupos —consistente bajo el supuesto de estricta exogeneidad de las variables y término de error no autocorrelacionado—. Destaca entre los resultados el cambio de signo que se produce en la variable de intensidad de capital. Esta alteración, al pasar de la estimación en niveles al estimador intragrupos, parece reflejar el hecho de que los efectos individuales están correlacionados con las variables explicativas del modelo. No obstante, el test de Hausman $fo^2(3) = 5,9$ admite en el margen la hipótesis nula de no correlación entre las variables y los efectos individuales.

Dado que el test de especificación parece indicar que los problemas de correlación entre variables explicativas y efectos individuales no son importantes, se ha llevado a cabo la estimación por *MCG* (tercera columna) que, bajo los supuestos mencionados, será consistente y eficiente. Los coeficientes no presentan cambios sustanciales respecto a la estimación por *MCO*. No obstante, como se ha comentado con anterioridad, es difícil de mantener en las estimaciones precedentes el supuesto de exogeneidad de las variables explicativas. La concentración, la tasa de penetración de importaciones y el gasto en publicidad sobre las ventas son variables potencialmente endógenas que hacen inconsistentes los coeficientes estimados por *MCG*.

Por ello, se ha estimado el modelo intragrupos (con las variables transformadas tomando desviaciones ortogonales) utilizando variables instrumentales. En concreto, el procedimiento seguido corresponde al método generalizado de momentos (*MGM*), propuesto por Arellano y Bond (1988a). Los resultados que aparecen recogidos en la columna 4 se obtienen utilizando como instrumentos de la concentración y de las desviaciones del ratio gastos de publicidad sobre ventas, el primer y segundo retardos de las variables para cada corte transversal. Para la

¹⁰ Estos estadísticos proporcionan un contraste de la existencia de correlación de primer y segundo orden y se distribuyen asintóticamente según una $N(0, 1)$. Son válidos bajo estimadores consistentes, pero su poder asintótico depende de la eficiencia. Para una explicación más detallada, véase Arellano y Bond (1988a).

tasa de penetración de importaciones se han construido dos instrumentos externos al modelo: un indicador de la evolución de la demanda de importaciones y otro que cuantifica el nivel de protección nominal por sectores. Ambos instrumentos se han introducido en desviaciones ortogonales¹¹. Para la aceptación de este conjunto de instrumentos, se ha calculado el test de Sargan de sobreidentificación de restricciones. Cabe señalar que los tests m_1 y m_2 de correlación serial de primer y segundo orden indican correlación, pareciendo señalar que la perturbación original no es ruido blanco, lo que podría ocasionar problemas de inconsistencia por utilizar retardos de las variables como instrumentos. Para evaluar la magnitud de este problema, adicionalmente se ha seguido la posibilidad planteada por Arellano y Bond (1988) de discriminar de forma secuencial entre hipótesis anidadas relacionadas con la correlación serial mediante la diferencia de tests de Sargan correspondientes a combinaciones de instrumentos válidas para distintas estructuras de la perturbación. Tras este proceso se llegó a los resultados presentados en la cuarta columna del cuadro I.

En cuanto a los resultados de las estimaciones, cabe resaltar, en primer lugar, el efecto negativo de la variable ficticia que agrupa a los sectores en reconversión. En segundo lugar, la tasa de variación de la demanda interior agregada presenta un signo positivo en todas las estimaciones que confirma el carácter procíclico de los márgenes¹². No se han podido captar, por otra parte, efectos significativos de interacción de las fluctuaciones de la demanda con la concentración y la intensidad de capital. Una especificación de este tipo se correspondería con situaciones en las que los coeficientes del modelo convencional varían temporalmente como funciones lineales de la tasa de variación de la demanda agregada¹³.

Respecto a la concentración y los gastos de publicidad, hay que señalar que la primera variable muestra coeficientes positivos en todas las estimaciones, con un incremento sustancial en su magnitud al ser instrumentada. En cuanto a la segunda, se observa con nitidez el doble efecto que se produce al incorporarla con su valor medio por sectores y mediante desviaciones de los gastos medios del sector. Los gastos de publicidad en su valor medio atraen un coeficiente de signo positivo, similar en magnitud en las estimaciones en niveles y mediante *MCG*. Las des-

¹¹ La definición de los dos instrumentos y los criterios seguidos en su construcción se encuentran en el anexo.

¹² De hecho, cuando se recoge la influencia de fluctuaciones de carácter agregado sobre el comportamiento de los márgenes por medio de *dummies* temporales, se obtienen coeficientes significativos conjuntamente: $\hat{\alpha}(6) = 72,15$, en la estimación del cuadro I.

¹³ En este sentido, Jaumandreu y Mato (1987) obtienen para la industria española un comportamiento procíclico de los márgenes que depende de la intensidad de capital de los sectores.

viaciones de publicidad presentan un coeficiente negativo, que incrementa su valor en la estimación por variables instrumentales.

En cuarto lugar, el coeficiente asociado con la intensidad de capital, que en las estimaciones de la variable en niveles y por *MCG* muestra un coeficiente positivo, aunque no estadísticamente distinto de cero, se hace significativo, con un efecto de tipo contrario, en la estimación por variables instrumentales. El signo negativo de esta variable no parece controlar el efecto sobre los márgenes de las diferentes intensidades de capital entre industrias.

Por último, el coeficiente de la tasa de penetración de importaciones alcanza la significatividad al ser instrumentado. Sin embargo, aunque el sesgo por simultaneidad esperado *a priori* es positivo, el coeficiente obtenido es mayor en magnitud en la estimación de la columna 4.

En relación a la intensidad importadora, un aspecto relevante que se deriva de los modelos presentados en la sección 2 es la interrelación entre la estructura de la producción interior y el grupo de empresas que canalizan las importaciones hacia el mercado interior. En este sentido, los resultados anteriores deben extenderse a una estimación que incorpore la existencia de interacciones entre la estructura productiva interior y las importaciones, para observar si los efectos de disciplina dependen del grado de interdependencia. Para ello, suponiendo que las corrientes comerciales procedentes de la OCDE tienen un grado de interdependencia mayor con la producción interior que los flujos originados en el resto del mundo, en el cuadro II se ofrecen estimaciones que incorporan la descomposición de la tasa de penetración de importaciones en las partes que corresponden a ambas áreas. Se presentan los resultados que se obtienen al estimar el modelo con las variables en niveles y los estimadores intragrupos, entregupos y *MCG*¹⁴, sin poder, de momento, ofrecer estimaciones con variables instrumentales.

Los coeficientes de la tasa de penetración de importaciones procedentes de la OCDE y la tasa de penetración de importaciones originadas en el resto del mundo atraen los signos esperados, positivo para la primera y negativo para la segunda. Los resultados apoyan la interpretación de que las importaciones procedentes de la OCDE no ejercen efecto disciplinador sobre los márgenes interiores por la existencia de una fuerte interdependencia con la estructura de la producción interior. Efecto que, sin embargo, sí se aprecia en las importaciones procedentes del resto de países.

¹⁴ La estimación se lleva a cabo para el período 1981-1986, dado que sólo se dispone de la tasa de penetración de importaciones procedentes de la OCDE y del resto del mundo a partir del año 1981.

CUADRO II. *Resultados estimación del panel de datos (1981-1986). (Descomposición de la cuota de importaciones según su origen.)*

VARIABLES	12		3	4
α	0,16 (18,8)	0,16 (9,1)	—	0,16 (12,1)
<i>DSD</i>	-0,032 (5,3)	-0,031 (2,5)	—	-0,28 (2,3)
<i>CR</i>	0,028 (2,4)	0,027 (1,0)	0,039 (1,0)	0,034 (1,6)
<i>TMO</i>	0,055 (3,4)	0,057 (1,8)	0,017 (0,5)	0,028 (1,1)
<i>TMR</i>	-0,23 (4,8)	-0,29 (2,5)	-0,043 (0,8)	-0,10 (2,0)
<i>PVME</i>	3,05 (5,6)	3,02 (2,9)	—	3,11 (2,9)
<i>DVPV</i>	-0,42 (0,4)	—	-1,03 (1,7)	-1,06 (1,7)
<i>KV</i>	0,0068 (0,7)	0,0028 (0,1)	-0,025 (1,3)	-0,011 (0,8)
<i>TVDA</i>	0,27 (4,6)	—	0,24 (7,2)	0,25 (7,7)
<i>RSS</i>	0,55	0,089	0,17	0,20
Test de Wald (g.l)	151,2(8)	—	106,1(6)	—
mi	8,1	—	4,4	—
m2	7,1	—	2,5	—

Test de Hausman: 6.1

Notas

- 1) C = constante, *DSD* = *dummy* de sectores en desequilibrio, *CR* = índice de concentración *CRIO*, *TMO* = tasa de penetración de importaciones procedentes de la OCDE, *TMR* = tasa de penetración de importaciones originadas en el resto del mundo, *PVME* = ratio gastos en publicidad/ventas en media temporal, *DVPV* = desviaciones con respecto a la media del ratio publicidad/ventas, *KV* = ratio capital/producción destinada a la venta, *TVDA* = tasa de variación de la demanda interior agregada.
- 2) La columna 1 presenta los resultados de la estimación por *MCO* con las variables en mveles. La columna 2 recoge los coeficientes del estimador del modelo entragrupos. La columna 3 muestra los resultados de la estimación del modelo intragrupos. Finalmente, la columna 4 recoge los coeficientes que resultan de estimar por *MCG*.
- 3) *RSS* es la suma de los residuos al cuadrado; el test de Wald proporciona un contraste de significación conjunta de las variables explicativas (g.l = grados de libertad); MI y M2 son estadísticos de auto-correlación de primer y segundo orden; estadísticos *t* entre paréntesis obtenidos en estimaciones de segunda etapa, con errores estándar asintóticamente robustos a heterocedasticidad transversal.

5. Consideraciones sobre los resultados y conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido analizar la relación entre la rentabilidad de los sectores de la industria manufacturera española y su apertura comercial al exterior. La mayoría de los modelos teóricos que, en un marco de competencia imperfecta, examinan esta relación predicen un efecto disciplinador sobre el margen de las importaciones. Estas, al competir con la producción interior, limitan el poder de mercado de las empresas. La estimación de estos modelos con datos de sección cruzada ha confirmado en numerosas ocasiones la hipótesis planteada y ha afianzado la idea de que el comercio internacional constituye un mecanismo eficaz para reducir las pérdidas de eficiencia asociadas con el poder de monopolio local.

Sin embargo, como se ha mostrado en la sección 2, es posible plantear formalizaciones de la relación margen-variables de estructura, donde, para determinados valores de los términos de conjeturas, la tasa de penetración de importaciones ejerce un efecto positivo sobre el margen precio-coste marginal. Para que esto se produzca basta incorporar en los modelos habituales la existencia de interdependencia entre la estructura oligopolista interior y la corriente de importaciones, supuesto razonable si se considera la magnitud del comercio intraempresa en los intercambios exteriores, ocasionada por la importancia creciente de las empresas multinacionales en el comercio mundial.

Partiendo de estas consideraciones, se ha intentado obtener evidencia empírica de la relación entre el margen precio-coste y la tasa de penetración de importaciones para 65 sectores manufactureros españoles durante el período 1980-1986. Para ello se ha procedido a la estimación, mediante técnicas econométricas de datos de panel, de un modelo lineal que incorpora, junto a las variables básicas de estructura, la tasa de penetración de importaciones.

Las estimaciones del modelo por *MCO* y *MCG* llevadas a cabo en primer lugar no suministran evidencia de una relación significativa entre margen e importaciones. En este sentido, un atento examen de los datos permite apreciar una tendencia temporal creciente de la tasa de penetración de importaciones en la mayoría de los sectores, que contrasta con la fluctuación temporal observada en el margen precio-coste por sectores de actividad. Una explicación del comportamiento tendencial de las importaciones puede encontrarse en el fenómeno, documentado por el GATT, de crecimiento superior del comercio mundial respecto a la producción mundial, que estaría asociado con los procesos de liberalización comercial que han tenido lugar en las últimas décadas. El hecho se constata desde comienzos de los años sesenta y se ha intensificado en el período 1980-1986 —GATT (1987)—, que coincide con el que se toma como referencia en este trabajo. El argumento sugiere el interés de de-

purar la variable de su tendencia temporal a largo plazo, como requisito para captar su relación estructural con el margen precio-coste.

Una segunda explicación —no excluyente de la anterior—, explorada en este trabajo, se relaciona con la posible existencia de inconsistencia en la estimación causada por la endogeneidad potencial de la tasa de penetración de importaciones. El carácter simultáneo de la determinación entre el margen y la variable de comercio, que se deduce de las condiciones de equilibrio de los modelos teóricos, podría estar sesgando los valores de los coeficientes obtenidos. Los resultados de la estimación por variables instrumentales apoyan la hipótesis de endogeneidad de la variable de importaciones al recoger un cambio en la magnitud y significatividad del coeficiente. A pesar del sesgo positivo esperado por simultaneidad, el valor del coeficiente estimado por variables instrumentales es mayor que el obtenido en las estimaciones precedentes. El efecto positivo recogido en la estimación parece cuestionar que la apertura comercial sea un instrumento reductor de distorsiones monopolistas en los mercados interiores de productos industriales.

Un tercer tipo de explicación se ha orientado a estimar el modelo incorporando la descomposición de la tasa de penetración de importaciones en la parte que corresponde a intercambios procedentes de países de la OCDE, y la parte que procede del resto del mundo. Los resultados ponen de manifiesto, a falta de una estimación por variables instrumentales que lo confirme, la distinta sensibilidad del margen a ambos tipos de corrientes comerciales. Las importaciones originadas en transacciones con la OCDE, que *a priori* se suponen más interrelacionadas con la estructura productiva interior, no influyen sobre el margen precio-coste, mientras que las importaciones procedentes del resto ejercen un efecto disciplinador sobre los márgenes sectoriales.

Anexo

$$\frac{P - c}{P} = \frac{P \cdot Q_v - c \cdot Q_v}{P \cdot Q_v} = \frac{\text{Ventas} - \text{Costes variables ventas}}{\text{Ventas}} ,$$

$$\frac{P - c}{P} = \frac{\text{Producción} - \text{Costes variables producción}}{\text{Producción vendible}} .$$

¹⁵ Cuando ambos difieren, el *MPC* constituye un indicador sesgado del poder de mercado.

En la Encuesta Industrial, el concepto *Producción total a precios de productor*, que incluye Subvenciones recibidas (5) y excluye Impuestos sobre la actividad productiva (sólo licencia fiscal y otros análogos) (T), comprende los siguientes elementos: Producción de bienes y servicios destinados a la venta (PBSV), Productos en curso de fabricación. (PCF), Formación de capital para uso propio (FC), Reventa de mercaderías y otros ingresos (REV); el concepto *Producción vendible* comprende PBSV y REV. Por tanto, la expresión precedente puede escribirse del siguiente modo:

$$\frac{(PBSV + PCF + FC + REV + S - T) - \text{Costes variables} - S + T}{PBSV + REV}$$

Donde se han detraído las subvenciones (5) y añadido los impuestos (7) para que la producción quede valorada a coste de los factores. Por otra parte, simbolizando la variación de existencias de productos terminados mediante ΔQ_e , se verifica que $PBSV + REV = P \cdot (Q_v + \Delta Q_e)$; y dado que PCF y FC están valorados al coste asociado con su producción, los costes variables serán: $c(Q_v + \Delta Q_e) + PCF + FC$. Sustituyendo en la expresión anterior estos nuevos conceptos se obtiene

$$\begin{aligned} & \frac{P(Q_v + \Delta Q_e) + PCF + FC + S - T - c(Q_v + \Delta Q_e) - PCF - FC - S + T}{P(Q_v + \Delta Q_e)} = \\ & = \frac{(P - c)(Q_v + \Delta Q_e)}{P(Q_v + \Delta Q_e)} = \frac{P - c}{P} \end{aligned}$$

Por tanto, el margen precio-coste medio se ha definido haciendo figurar en el numerador: Producción bruta a precios de productor — Consumos intermedios — Costes de personal — Subvenciones + Impuestos sobre la actividad productiva (licencia fiscal y otros análogos); y en el denominador: Producción de bienes y servicios para la venta + Reventa de mercaderías y otros ingresos. Todos los conceptos señalados proceden de la Encuesta Industrial (EI) elaborada por el INE.

b) Intensidad de capital (KV)

Cociente entre el *stock* de capital y las ventas aproximadas por el valor: $PBSV + REV$. Respecto al procedimiento utilizado para la obtención de las series de capital, ha consistido en aplicar a un *stock* de capital inicial la siguiente expresión:

$$K_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} \{ (1 - \delta) K_{t-1} + I_{t-1} \},$$

donde K representa el *stock* de capital operativo, P/P_{-i} un factor de actualización del coste de los bienes de capital, I la formación bruta de capital fijo y δ la tasa de reemplazamiento-depreciación.

La serie de capital inicial se ha obtenido a partir de la información sobre coeficientes de capital contenida en la publicación del MINER *Los coeficientes de capital en la industria española*, Madrid, 1980. Las series de inversión proceden del concepto Formación bruta de capital fijo de la *El*, completado con datos de inversión en nuevos establecimientos, obtenidos de *Información Anual sobre Nuevas Industrias y Ampliaciones* del Registro Industrial del MINER. Por último, como tasa de reemplazamiento-depreciación se ha escogido el inverso de la vida útil, correspondiente al concepto de Instalaciones y maquinaria de la publicación del MINER mencionada en primer lugar¹⁶.

Finalmente, el denominador de esta variable coincide con el del margen.

c) índice de concentración (CR)

índice de concentración correspondiente a la producción destinada a la venta de los diez primeros establecimientos de cada sector. La estimación de estos índices ha sido realizada por el INE a partir de la *El*.

d) Tasa de penetración de importaciones (TM, TMO y TMR)

Corresponde al porcentaje que representan las importaciones de productos equivalentes a los producidos en cada sector, sobre la demanda interior (ventas + importaciones — exportaciones). Para los años 1981-1986, las importaciones y exportaciones proceden de las Estadísticas de Comercio Exterior de la Dirección General de Aduanas, previa adaptación de la clasificación NIMEXE a los sectores de la *El*¹⁷. Además, se han podido obtener los datos correspondientes al año 1980 a partir de la información disponible en la Tabla Input-Output (*TÍO*) del año 1980, sobre la base de la correspondencia entre las 85 ramas de actividad de la *TÍO* con las actividades CNAE, y la de éstas con los sectores de la *El*.

¹⁶ La explicación detallada de la construcción de esta variable se encuentra en Martín (1990).

¹⁷ Esta adaptación aparece explicada en Martín y Fariñas (1987).

e) Variación de la demanda agregada (TVDA)

Variación agregada de la demanda interior real para el conjunto de sectores industriales incluidos en la muestra final. Los índices de precios utilizados se han calculado a partir del índice de precios industriales publicado por el INE.

f) Gastos de publicidad sobre ventas (PV)

Se define como el ratio que representa la rúbrica Gastos en publicidad y propaganda de la *El*, sobre el valor de las ventas de los sectores.

g) Variable ficticia de sectores en desequilibrio (DSD)

Variable discreta que asigna el valor 1 a los sectores en reconversión (Siderurgia y 1.^a transformación del hierro, Producción y 1.^a transformación de metales no férreos, Fibras artificiales y sintéticas, Abonos y plaguicidas y Forja y otros trat. metales) y 0 a los restantes.

h) Indicador de la demanda de importaciones (DM)

El instrumento utilizado como indicador de la demanda de importaciones se ha construido a partir de la información suministrada por la Tabla Input-Output (*TÍO*) del año 1980 y la Contabilidad Nacional (base 1980) elaborada por el INE. Se ha establecido la misma desagregación sectorial de la *El*, sobre la base de la correspondencia entre las 85 ramas de actividad de la *TÍO* y las actividades de la CNAE, y entre éstas y los sectores de la *El*.

En primer lugar, se han calculado con la *TÍO* los coeficientes que, para el año 1980, muestran el volumen requerido de importaciones de productos del sector *y*-ésimo respecto a los tres siguientes conceptos: 1) por unidad producida del sector *y*-ésimo; 2) por unidad producida del sector *i*-ésimo destinada a consumo final; y 3) por unidad producida del sector *i*-ésimo destinada a formación bruta de capital. Manteniendo el supuesto de coeficientes constantes durante el período, se ha procedido a reconstruir la demanda de importaciones de productos a partir de los valores de producción, consumo y formación bruta de capital para los años 1981-1986. Estos valores proceden de las Cuentas Nacionales (base 1980). Por último, se ha calculado lo que representa esta demanda de importaciones 1980-1986 sobre el valor de la demanda interna de cada sector.

i) Indicador de la protección nominal (PRONO)

Cociente entre lo recaudado por el arancel y el valor total de las importaciones. Para los años 1980 y 1985 su construcción se realiza a partir de información desagregada por partidas (4 dígitos) arancelarias NIMEXE, que procede de la Secretaría de Estado de Comercio. Los valores para los años intermedios se han calculado por medio de la tasa de variación anual acumulativa 1980-1985, aplicada sucesivamente sobre el nivel del año 1980 en cada sector. La protección nominal en el año 1986 se ha obtenido a partir de la variación de la protección total de la industria (sin sectores energéticos) 1985-1986, aplicada sobre el nivel sectorial del año 1985¹⁸.

La muestra

Para definir las variables incluidas en la especificación, la fuente estadística básica utilizada ha sido la Encuesta Industrial *{EI}* que realiza con carácter anual el INE. Esta encuesta suministra datos para 81 sectores industriales de manufacturas. Sin embargo, la muestra final elegida se ha reducido a 65 sectores manufactureros. Para la eliminación de los sectores restantes se han seguido básicamente dos criterios:

a) Sectores en los que no se dispone de información para todas las variables por haber delegado el INE su investigación a otros organismos (MINER y MAPA). Han sido eliminados por esta razón trece sectores: Minerales metálicos, Minerales no metálicos y canteras, Cementos, cales y yesos, Automóviles, piezas y accesorios, Construcción naval, Material ferroviario, Aeronaves, Mataderos e industrias cárnicas, Industrias lácteas, Productos para alimentación animal, Vino, Sidrería y Aserrado de madera. Las limitaciones de información han obligado también a agregar los datos correspondientes a los sectores de Alcoholes y Licores. En este caso, las variables de importación y exportación están disponibles de forma agregada en la fuente original.

b) Sectores donde se aprecia una inconsistencia entre los datos de comercio obtenidos de las estadísticas de Aduanas y los datos de producción que proporciona la *EL*. En esta situación se encuentran dos sectores: Joyería y bisutería e Instrumentos de música. En ambos casos el valor de las exportaciones excede la magnitud de la producción interior. Por todo ello, la muestra final utilizada consta de datos para 65 sectores industriales de manufacturas y abarca el período 1980-1986.

Una explicación más detallada aparece recogida en Cañada y Carmena (1991).

Referencias bibliográficas

- Arellano, M., y Bond, S. R. (1988a): «Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», Institute for Fiscal Studies, *Working Paper* 88/4, Londres.
- (1988b): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD - A Guide for Users», Institute for Fiscal Studies, *Working Paper* 88/15, Londres.
- Caves, R. E. (1985): «International Trade and industrial organization: Problems, solved and unsolved», *European Economic Review*, vol. 28, n.º 3, 377-397.
- Clarke, R., y Davies, S. W. (1982): «Market structure and price-cost margins», *Económica*, 49, 277-287.
- Comanor, W. S., y Wilson, T. A. (1967): «Advertising, market structure and performance», *Review of Economics and Statistics*, 49, 423-440.
- Cowling, K. G., y Waterson, M. (1976): «Price-cost margins and market structure», *Económica*, 43, 267-274.
- De Ghellinck, E.; Geroski, P. A., y Jacquemin, A. (1988): «Inter-Industry Variations in the Effect of Trade on Industry Performance», *Journal of Industrial Economics*, XXXVII, 1-19.
- Dorfman, R., y Steiner, P. O. (1954): «Optimal advertising and optimal quality», *American Economic Review*, 44, 826-836.
- Geroski, P. A., y Jacquemin, A. (1981): «Imports as a competitive discipline», *Recherches Economiques de Louvain*, vol. 47, n.º 3-4, 197-208.
- Geroski, P. A. (1982): «Simultaneous equations models of the structure performance paradigm», *European Economic Review*, vol. 19, 145-158.
- Hausman, J. A. (1978): «Specification test in econometrics», *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- Hausman, J. A., y Taylor, W. (1981): «Panel data and unobservable individual effects», *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- Helleiner, G. (1979): «Transnational corporations and trade structure: The role of intra-firm trade», en H. Giersch (ed.), *On the Economics of Intra-Industry Trade*. Tübingen.
- Helpman, E. (1984): «A simple theory of trade with multinational Corporation», *Journal of Political Economy*, vol. 92, n.º 3, 1-25.
- Huergo, E. (1991): «Margen precio-coste e importaciones en la industria española: 1980-1986», *Documento de trabajo n.º 9106*, F.E.P.
- Iranzo, S. (1991): «La inversión extranjera en España y el comercio exterior», *Revista de Economía*, n.º 5, 71-80.
- Jacquemin, A.; De Ghellinck, E., y Huveneers, C. (1980): «Concentration and profitability in a small open economy», *Journal of Industrial Economics*, XXIX, 131-144.
- Jacquemin, A. (1982): «Imperfect market structure and international trade: Some recent research», *KYKLOS*, vol. 35, fase. 1, 75-93.
- Jaumandreu, J. (1987): *Concentración y márgenes precio-coste: Una aplicación a la industria española 1978-82*, Tesis doctoral, U.N.E.D.
- Jaumandreu, J., y Mato, G. (1987): «Margins, concentration and advertising: a panel data analysis», *Documento de trabajo n.º 8706 del Programa de Investigaciones Económicas*, F.E.P.

- Lyons, B. (1981): «Price-cost margins, market structure and international trade», en D. Currie, D. Peel y W. Peters (eds.), *Microeconomic Analysis*, 276-295, Londres.
- Martín, A. (1990): «Estimación del stock de capital para los sectores de la Encuesta Industrial», Documento Interno n.º 4. *Programa de Investigaciones Económicas*, F.E.P.
- Martín, C. y Fariñas, J. C. (1987): «Comercio internacional y organización industrial: El problema de las estadísticas de base en España», *Investigaciones Económicas (Segunda Época)*, vol. XI, n.º 2, 367-372.
- Martin, S. (1979): «Advertising, concentration and profitability: The simultaneity problem», *The Bell Journal of Economics*, vol. 10, n.º 2, 639-647.
- Mazón, C. (1992): «Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas», *Documento de Trabajo*, n.º 9204, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Neumann, M.; Bobel, L. y Haid, A. (1985): «Domestic concentration, foreign trade and economic performance», *International Journal of Industrial Organization*, 3, 1-19.
- Pugel, T. A. (1980): «Foreign trade and US market performance», *Journal of Industrial Economics*, XXIX, 119-130.
- Salinger, M. (1990): «The concentration-margins relationship reconsidered», *Brooking Papers: Microeconomics*, 287-335.
- Scherer, F. M. (1980): *Industrial Market Structure and Economic Performance*, (2nd. ed.). Houghton Mifflin Company, Boston.
- Schmalensee, R. (1989): «Inter-industry studies of structure and performance», en: R. Schmalensee y R. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. 2, North-Holland.
- Urata, S. (1984): «Price-cost margins and imports in an oligopolistic market», *Economic Letters*, 15, 139-144.

Capítulo 9

ACTIVIDAD ECONÓMICA Y ACTIVIDAD TECNOLÓGICA: UN ANÁLISIS SIMULTÁNEO DE DATOS DE PANEL *

Luis Rodríguez Romero
Universidad Carlos III

1. Introducción

Existe una conocida y transitada línea de trabajos que, siguiendo el esquema introducido por Griliches (1973), tratan de precisar el efecto de las actividades tecnológicas en el crecimiento del sistema productivo. Dicho esquema se basa, como es bien sabido, en la definición de un «capital tecnológico», resultado de la acumulación, con unas condiciones determinadas de depreciación y maduración, de las actividades de $1 + D$ realizadas anualmente, y su posterior inclusión como un *input* adicional en la función de producción. Los resultados obtenidos de la aplicación de este tipo de análisis en la economía española difieren en gran medida en cuanto a la intensidad de la relación apuntada, aun cuando coinciden en señalar un efecto positivo y significativo del capital tecnológico sobre el *output*.

Otra línea de análisis empírico sobre el proceso de cambio técnico ha tratado de establecer los factores determinantes de las actividades tecnológicas, centrándose en especial en el efecto del tamaño de las unidades productivas sobre la entidad relativa de dichas actividades, a través de distintas versiones de lo que se ha dado en llamar hipótesis «schumpeteriana» *. Al igual que en el caso anterior, los estudios reali-

* Mi agradecimiento al fallecido Gonzalo Mato está en el propio origen de este trabajo, ya que a su estímulo se debe mi interés y el de otros muchos compañeros sobre las posibilidades del análisis de panel aplicado a temas de economía industrial. Miguel Delgado, Alvaro Escribano, José María Labeaga y Juan Ignacio Peña han efectuado interesantes comentarios, sin que esto suponga ningún tipo de responsabilidad sobre el resultado final. Agradezco, asimismo, los interesantes comentarios y sugerencias de un evaluador anónimo.

¹ Véase Stoneman (1983).

zados para España difieren en la entidad de la relación estimada aun cuando no en su carácter directo.

En el presente trabajo se trata de diseñar un esquema general que enfatiza la relación entre ambos enfoques, subrayando los elementos de simultaneidad implícitos en los mismos, y deduciendo sus posibles implicaciones cuando la estimación se realiza en un marco de datos de panel. En especial, se apunta cómo el empleo de estimadores en primeras diferencias o desviaciones ortogonales puede crear problemas de consistencia y eficiencia en los parámetros estimados en ambos tipos de "modelos, planteando la necesidad de encontrar algún método específico para afrontar los problemas implícitos de simultaneidad presentes en los mismos.

El esquema desarrollado se aplica a una muestra de empresas industriales españolas durante el período 1974-1981, deduciendo los posibles sesgos derivados según los distintos métodos de estimación, y comparando los resultados obtenidos con los anteriormente disponibles.

Según lo anterior, en el próximo apartado 2 se plantea el marco general de análisis y sus posibles implicaciones. En el apartado 3 se recogen las principales características de la muestra empleada en la estimación referida a la industria española.

En el apartado 4 se presentan los resultados obtenidos y se evalúa la presencia de los sesgos apuntados en el análisis general. Y, finalmente, en el apartado 5 se recogen las conclusiones metodológicas derivadas en un plano general y se resumen los resultados más característicos deducidos de la muestra empleada en relación con los derivados en anteriores estudios sobre la industria española.

2. Modelo y planteamiento general del trabajo

Como ya se ha mencionado, la estimación del efecto de las actividades tecnológicas sobre la actividad productiva se efectúa a través de la introducción de un *input* adicional, capital tecnológico, en la función de producción. Empleando una tecnología Cobb-Douglas, sin restricciones respecto al tipo de rendimiento de escala existente, aplicada a un marco de datos de panel correspondientes a n empresas durante T períodos, tendríamos que:

$$Q_{it} = Ae^{\lambda t} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} C T_{it}^{\gamma} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, n$$

$$t = 1, \dots, T$$

siendo A la tasa de progreso técnico no incorporado; K : capital; Q : *output*; L : trabajo; CT : capital tecnológico.

El capital tecnológico de la i -ésima empresa se deriva de los gastos anuales en actividades tecnológicas E_i , a través de una formulación de inventario permanente en el que W es el factor de ponderación:

$$CT_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} W^{\tau} E_{i(t-\tau)}.$$

Asumiendo un esquema multiplicativo de depreciación a una tasa constante (<5), y un cierto desfase ($/$) de maduración entre la realización de las actividades tecnológicas anuales y su incorporación en el *stock* de capital, tendremos:

$$CT_{it} = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1-\delta)^{\tau} E_{i(t-l-\tau)} = \frac{1}{1-\phi(L)} E_{i(t-l)},$$

siendo $\phi = (1-\delta)$; L : operador de retardos.

Sustituyendo en (1):

$$Q_{it} = A e^{\lambda t} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \left[\frac{1}{1-\phi(L)} E_{i(t-l)} \right]^{\gamma}. \quad (2)$$

Numerosas formulaciones de (2) han sido ensayadas en distintos contextos, con resultados divergentes tanto en lo que se refiere a los estimadores «entregupos» como «intragrupos». Un factor coincidente en estos análisis es la detección de componentes individuales heterogéneos en la perturbación aleatoria, potencialmente ligados con las variables explicativas empleadas, que llevan a una destacada discrepancia entre ambos tipos de estimadores.

Por otra parte, como ya se ha enunciado, otra línea de trabajos han tratado de contrastar empíricamente la validez de las hipótesis establecidas por Schumpeter sobre el efecto positivo del tamaño de la empresa en la innovación. Al carecer de una medida satisfactoria y comparable del *output* derivado de las actividades tecnológicas, estas contrastaciones han tendido a centrarse en la relación entre la entidad de las actividades tecnológicas (*inputs*) y el tamaño de la empresa que las realiza, prestando una menor atención a la posible mejora de eficiencia de dichas actividades en las unidades de una mayor dimensión².

² La «verdadera» hipótesis schumpeteriana comprendía ambos aspectos, postulando una elasticidad del *output* tecnológico respecto al tamaño mayor que la unidad.

$$E_u = MQ_u^a. \quad (3)$$

$$\ln Q_u = cte + \lambda t + \alpha \ln K_u + \beta \ln L_u + \gamma \ln \left[\frac{1}{1 - \phi(L)} E_{R(t-1)} \right] + \eta_i + v_u. \quad (4)$$

$$\begin{aligned} E[\eta_i] = E[\pi_i] = E[v_u] = E[u_u] = 0, \quad \forall i, \forall t \\ E[v_u, v_{is}] = E[u_u, u_{is}] = E[u_u, v_{is}] = 0 \\ s \neq t. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E[K_u, v_{is}] = 0, \quad \forall s, \forall t \\ E[L_u, v_{is}] = 0, \quad \forall s, \forall t \end{aligned}$$

dición adicional de que no exista ningún tipo de relación entre las variables explicativas de cada ecuación y el componente individual de la perturbación aleatoria, es decir:

a) Ecuación (4):

$$E[X_{it}, \eta_i] = 0$$

$$X_{it} = (K_{it}, L_{it}, CT_{it}).$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, \pi_i] = 0.$$

Esto es debido a que el desfase existente entre la realización de las actividades tecnológicas (momento « t ») y su incorporación al capital tecnológico (momento « $t + l$ ») confiere un carácter recursivo al conjunto del sistema, manteniéndose la independencia de las variables explicativas respecto a la perturbación aleatoria en cada una de las ecuaciones. Así, debido a la simultaneidad del sistema tendremos:

a) Ecuación (4):

$$E[E_{it}, v_{it}] \neq 0, \quad \forall t.$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, u_{it-l-\tau}] \neq 0, \quad \tau \geq 0.$$

Sin embargo, dado el desfase existente entre la realización de las actividades de carácter investigador y su inclusión en el capital tecnológico se mantiene que:

a) Ecuación (4):

$$E[E_{it-l}, v_{it}] = 0.$$

b) Ecuación (5):

$$E[Q_{it}, u_{it}] = 0,$$

lo que permite la estimación por *MCO*.

Ahora bien, si, como es habitual en este tipo de análisis, es necesario tomar algún tipo de diferenciación temporal con objeto de eliminar la distorsión producida por la relación del componente individual de la perturbación aleatoria con alguna de las variables explicativas, los esti-

madores obtenidos —primeras diferencias o desviaciones ortogonales³— estarán sesgados debido a la relación generada entre la perturbación aleatoria y las nuevas variables transformadas. Así, si transformamos las ecuaciones originales en diferencias tendremos que:

Ecuación (4):

$$E[(E_{it-l} - E_{i(t-l-1)}), (v_{it} - v_{i(t-1)})] = 0; \quad l \neq 1.$$

Ecuación (5):

$$E[(Q_{it} - Q_{i(t-1)}), (u_{it} - u_{i(t-1)})] = 0; \quad l \neq 1.$$

Es decir, únicamente existirá distorsión en el caso que el desfase de maduración supuesto para los gastos en actividades tecnológicas sea igual a uno.

Por el contrario, si transformamos la ecuación en desviaciones ortogonales:

Ecuación (4):

$$E \left[\left(E_{i(t-l)} - \frac{1}{T-t-1} (E_{i(t-l+1)} + \dots + E_{it} + \dots + E_{i(T-l)}) \right), \right. \\ \left. \left(v_{it} - \frac{1}{T-t-1} (v_{i(t+1)} + \dots + v_{iT}) \right) \right] \neq 0; \quad \forall l.$$

Ecuación (5):

$$E \left[\left(Q_{it} - \frac{4}{T-t-1} (Q_{i(t+1)} + \dots + Q_{i(t+l)} + \dots + Q_{iT}) \right), \right. \\ \left. \left(u_{it} - \frac{1}{T-t-l} (u_{i(t+1)} + \dots + u_{it}) \right) \right] \neq 0; \quad \forall l,$$

³ La estimación en desviaciones ortogonales se desarrolla en Arellano (1988) y surge del empleo de mínimos cuadrados generalizados para eliminar la autocorrelación de primer orden introducida por la utilización de primeras diferencias. Su base es obtener diferencias respecto a una media de los valores de los periodos posteriores al considerado. Así:

$$\left[x_{it} - \left(\frac{1}{T-l-1} (x_{i(t+1)} + \dots + x_{it}) \right) \right] \sqrt{\frac{T-t-1}{T-l}}$$

la distorsión en dicho caso existiría cualquiera que sea el desfase de maduración supuesto ⁴.

Enfrentados a algún tipo de distorsión derivado de la transformación introducida en el sistema, existen dos posibles tipos de soluciones. Por una parte, si se cumple la condición (a) anteriormente especificada —falta de autocorrelación serial en los residuos— los valores desfasados de las variables endógenas resultan potenciales instrumentos de las variables endógenas del sistema, de tal forma que se contaría con un vector cambiante de variables instrumentales que para cada una de las ecuaciones (4) y (5) sería:

Ecuación (4):

$$Z_{it} = (K_{it}, L_{it}, E_{it}, \dots, E_{it-t-1})'.$$

Ecuación (5):

$$Z_{it} = (Q_{it}, \dots, Q_{it-t-1})'.$$

Este tipo de estimadores fueron introducidos originalmente por Anderson y Hsiao (1981), y han sido generalizados recientemente interpretándolos como estimadores del Método Generalizado de Momentos (MGM), ya que en un último término su base es minimizar la discrepancia entre la supuesta independencia poblacional del vector de variables instrumentales empleadas en cada uno de los períodos respecto a la perturbación aleatoria y el valor muestral de dicha relación ⁵. En nuestro caso, se ha empleado un sistema MGM en dos etapas, en el que, considerando que la perturbación aleatoria no tiene por qué ser homocedástica, se reintroduce un estimador de su varianza a partir de los residuos calculados en la primera etapa ⁶.

Por el contrario, en las condiciones en que no se pueda mantener el supuesto (a) de falta de autocorrelación de los residuos, ni sea posible establecer ninguna restricción razonable sobre su carácter, es necesario * emplear métodos más tradicionales de variables instrumentales. Para ello, se puede recurrir a la utilización como instrumento de alguna de las

⁴ El caso del estimador «intragrupos» (desviaciones respecto a la media temporal de la variable) se encuentra subsumido en el de desviaciones ortogonales, ya que únicamente supondría completar la secuencia temporal empleada como referencia del término respecto al que se toma la diferencia. Es interesante subrayar que el empleo de diferencias intragrupos excluye la utilización de este tipo de aproximación, ya que en la perturbación aleatoria transformada aparece la secuencia completa de valores de la misma, desde el período inicial hasta el período T .

⁵ Arellano y Bond (1988a); Holtz-Eakin, Newey y Rosen (1988).

⁶ Véanse Arellano y Bond (1988b) y Arellano y Bover (1990).

variables exógenas del sistema, si se cumple el supuesto (b) sobre la existencia de una estricta exogeneidad de las mismas, o bien introducir instrumentos externos⁷.

Según el esquema desarrollado, en primer lugar hallaremos los estimadores en niveles y desviaciones ortogonales de cada una de las ecuaciones del sistema, comparándolos para contrastar la presencia de efectos individuales relacionados con las variables explicativas en cada una de las ecuaciones. Una vez verificada dicha presencia se obtendrán estimadores alternativos MGM en dos etapas, con objeto de verificar la presencia e importancia de los elementos de simultaneidad y su efecto en los parámetros estimados.

3. Datos

Los datos base del estudio provienen de las encuestas sobre Grandes Empresas Industriales (GEI) realizadas por el anterior Ministerio de Industria y Energía (MINER) durante el período 1973-81. Las 59 empresas seleccionadas es una muestra truncada, resultante de la aplicación del doble criterio de contestación en todos los años del período y realización de algún tipo de actividad tecnológica. La imposición de dicho criterio limita, por tanto, el alcance de las conclusiones del análisis, siendo únicamente aplicables al marco general del que se ha derivado la muestra de partida: grandes empresas industriales que realizan actividades tecnológicas de una forma continua.

Las variables empleadas plantean, asimismo, algún tipo de matización que conviene considerar explícitamente. Como medida del *output* se han considerado las ventas de la empresa, lo que implica todos los problemas derivados de la falta de consideración explícita de los *inputs* intermedios. La utilización de trece variables ficticias de carácter sectorial debe haber reducido los posibles efectos distorsionadores de este problema, en la medida que permiten una base más comparable de las empresas entre sí. Como deflactor de dicho *output* se ha empleado el índice de precios de la producción bruta de la Fundación Empresa Pública, construido con una desagregación de 14 sectores productivos a partir de la Contabilidad Nacional para el año 1973, el índice de precios industriales para el período 1974-77 y la Encuesta Industrial para 1978-81.

El empleo se refiere al total de la ocupación de la empresa en el período de referencia, abarcando personal tanto fijo como eventual. En este último caso, las cifras han sido ajustadas a unidades consideradas en estimación a jornada completa, considerando el número total medio de horas trabajadas por un empleado fijo.

⁷ Véase Chamberlain (1984).

Como medida de capital se ha empleado la única posibilidad disponible, que es la cifra de Inmovilizado Material Bruto que aparece en el balance presentado por la empresa ⁸. La existencia de múltiples posibilidades de regulación de balances en el período analizado justifica, en parte, la aplicación al total de cada año de un deflactor de la formación bruta de capital construido, asimismo, por la Fundación Empresa Pública a partir de la publicación *Series Macroeconómicas para el período 1954-88: un intento de homogeneización*, de la Dirección General de Planificación (Ministerio de Economía y Hacienda). De cualquier forma, dichas regularizaciones plantean discontinuidades evidentes en la evolución de la serie que se han tratado de minimizar a través del empleo de una serie de variables ficticias de carácter temporal.

Finalmente, la estimación del capital tecnológico se ha realizado a partir de los datos sobre desembolsos en actividades de I + D e importación de tecnología (pagos por asistencia técnica y patentes), efectuados por la empresa en el período de referencia. Como deflactor se ha empleado un índice de precios específico, construido en un anterior trabajo ⁹ sobre la base de los tres diferentes tipos de componentes que engloban los gastos en I + D: personal, *inputs* materiales y equipos. Las ponderaciones de cada tipo de gasto se obtuvieron de las estadísticas oficiales del INE sobre gastos en I + D, referidas al período 1982-85. El deflactor salarial se construyó a partir de la Encuesta Industrial, para el período 1978-81, y de las Estadísticas Industriales, Encuesta de Salarios y Contabilidad Nacional, para el resto. Como deflactores de los componentes *inputs* materiales y equipo, se tomaron los ya referidos de producción bruta e inmovilizado.

Una vez obtenidos los datos deflactados sobre actividades tecnológicas se construyeron tres tipos de capital tecnológico correspondientes a las actividades investigadoras propias (CTID), los gastos en importación de tecnología (CTIM) y el capital total resultante de la suma de ambos (CT). Esto ha permitido considerar por primera vez en nuestro país el efecto del tipo de capital tecnológico sobre sus rendimientos.

El esquema general seguido en la estimación de los *stocks* de capital tecnológico ha sido el de inventario permanente, indicado en el anterior epígrafe:

$$CT_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} (1 - \delta)^{\tau} E_{t-\tau}$$

⁸ En las cintas de partida se disponía también del inmovilizado neto, pero algún error de transcripción ha llevado que para tres años del período (1973, 1974 y 1975) se ha grabado el inmovilizado bruto en su lugar, con lo que la serie presenta una discontinuidad en el período 1975-76 que la descalifica.

⁹ Véase Grandon y Rodríguez Romero (1991).

Como desfase se adoptó un solo período productivo, entidad inferior a la derivada en estudios referidos a países con un mayor nivel tecnológico, en los que se sitúa entre 1,7 y 2,6 años según sector y tipo de actividad¹⁰, considerando que gran parte de las actividades tecnológicas realizadas en nuestro país en el período analizado son de carácter adaptativo, por lo que su maduración es menor que la de dichos países. Como tasa de depreciación se ha elegido 0,25, aun cuando pruebas auxiliares realizadas con valores menores han mostrado una escasa sensibilidad de los resultados obtenidos.

Al disponerse de una serie limitada de datos sobre actividades tecnológicas, surge el problema característico del método del inventario permanente, consistente en la necesidad de un punto inicial para la derivación de la serie de *stocks*. Para ello se ha empleado un método planteado en Griliches (1980), basado en la suposición, a partir de los datos disponibles, de una tasa constante de crecimiento del capital tecnológico durante el período no cubierto por el estudio.

Sabiendo que:

$$CT_{t+1} = E_{t+1-t} + (1 - \delta)CT_t \quad (6)$$

y suponiendo una tasa de crecimiento constante entre períodos, g , en nuestro caso aproximada por el crecimiento del tipo de gastos considerado en el período 1973-75, tenemos:

$$CT_{t+1} = (1 + g)CT_t \quad (7)$$

con lo que sustituyendo (7) en (6):

$$CT_t = \frac{E_{t+1-t}}{g + \delta}.$$

En nuestro caso, E_{t+1-t} es igual a E , dado que el desfase supuesto es igual a un año, por lo que el período inicial para los *stocks* de capital tecnológico es 1973.

4. Resultados

El cuadro I recoge los resultados obtenidos a partir de la introducción del capital tecnológico en una función Cobb-Douglas del tipo de la expresada en (4), en la que no existen restricciones respecto al tipo de

Véanse Pakes y Schankerman (1984) y Suzuki (1985).

economías de escala. De forma adicional a las variables ya mencionadas, se ha incluido un índice de la importancia relativa del capital tecnológico obtenido a partir de las importaciones de conocimientos técnicos desarrollados en el exterior respecto al derivado de actividades investigadoras propias (CTRE).

La inclusión de esta variable intenta captar si la composición por

CUADRO I. *Capital tecnológico y productividad.*

$$\ln Q_{it} = c + h \ln Q_{it-1} + \lambda t + \alpha \ln K_{it} + \gamma \ln CT_{it} + \psi \ln CTRE_{it} + \eta_i + v_{it}$$

	Estimación conjunta (niveles)	Desviaciones ortogonales	Desviaciones ortogonales v. dependiente desfasada	
			Coefficientes estimados	Elasticidades largo plazo
Constante	2,3 (6,6)	-0,03 (-1,2)	-0,01 (-0,7)	
G(-1)			0,43 (7,4)	
<i>t</i>	0,015 (1,4)	0,047 (5,0)	0,017 (2,0)	0,03
<i>K</i>	0,42 (12,9)	0,12 (2,5)	0,09 (2,3)	0,16
<i>L</i>	0,32 (6,9)	0,61 (5,7)	0,30 (2,8)	0,53
<i>CT</i>	0,13 (8,8)	0,03 (2,8)	0,019 (2,1)	0,033
<i>CTRE</i>	-0,003 (-0,3)	0,019 (3,4)	0,011 (2,1)	0,019
<i>TSS</i>	1.076	29,7	20,1	
<i>RSS</i>	136	17,8	10,2	
<i>m</i> ₁	10,1	7,3	1,7	
<i>m</i> ₂	9,1	4,3	0,04	
Wald Test	961(5)	189(5)	205(6)	

Notas

- *t* dummy temporal; *K* capital; *L* trabajo; *CT* capital tecnológico total (incluyendo importaciones); *CTRE* capital tecnológico derivado de importaciones respecto a capital tecnológico total (índice de dependencia exterior).
- En paréntesis estadístico «<>».
- Test robustos a heterocedasticidad.
- *m*₁ y *m*₂ test de correlación serial de los errores de primer y segundo grado, respectivamente. Su distribución es N(0,1) bajo la hipótesis nula.
- El test de Wald mide la significación conjunta de las variables incluidas. Se distribuye como χ^2 siendo *K* el número de coeficientes estimados, bajo la hipótesis nula de no correlación. Entre paréntesis se indican los grados de libertad.
- Se incluyen 13 variables ficticias de carácter sectorial cuya adscripción aparece en el Apéndice 2.

origen del capital tecnológico influye sobre sus posibles rendimientos, sin que de esto se pueda derivar ninguna conclusión fundamental respecto al denominado problema de la «dependencia tecnológica». En general, las hipótesis más elaboradas que analizan dicho problema parten de la comparación de dos situaciones excluyentes: una, la presente, en la que se da un predominio de la importación de tecnología exterior y una reducida entidad de actividades investigadores y tecnológicas propias que la propician y justifican. Otra, la contraf actual, en la que existiría un mayor equilibrio entre ambas. La inclusión de la variable CTRE intenta únicamente analizar si en la presente situación general de dependencia tecnológica tiene algún efecto relativo la existencia de distintas estrategias tecnológicas empresariales.

Los resultados obtenidos en la estimación de (4) (véase cuadro I) muestran en general un destacable nivel de significatividad de los coeficientes estimados y un apreciable nivel de explicación de las variables exógenas empleadas. La divergencia entre la estimación conjunta y la derivada de la transformación de desviaciones ortogonales indican, por otra parte, la presencia de efectos individuales relacionados con las variables explicativas, que deben de distorsionar los resultados obtenidos en niveles.

Los coeficientes estimados apuntan: 1) Presencia de un cambio técnico no incorporado de carácter residual bastante elevado (0,03). 2) Rendimientos decrecientes de escala con independencia de la consideración o no del *input* capital tecnológico. Dichos rendimientos adquieren una especial intensidad en la estimación en desviaciones ortogonales, lo que debe de estar indicando los importantes problemas ya señalados derivados de la medición del *stock* de capital y la falta de información sobre el grado de utilización del mismo. 3) Efecto significativo del capital tecnológico que adquiere mucha mayor intensidad cuando se incluye la dimensión transversal de la muestra, lo que induce a pensar que en ella debe de influir la relación de dicha variable con algún efecto individual no incluido en el análisis. 4) Finalmente, en la dimensión temporal de la muestra se deduce un efecto significativo y con apreciable intensidad de la composición del capital tecnológico, indicando un aumento de productividad del mismo ante incrementos del porcentaje relativo que representa el componente importado sobre el componente de origen nacional.

Tanto en la estimación en niveles como en desviaciones ortogonales se observa una fuerte autocorrelación serial en los residuos, lo que aconsejó la inclusión de la variable dependiente desfasada con objeto de introducir una estructura dinámica explícita en la misma. Su inclusión disminuye fuertemente los niveles de autocorrelación serial, desapareciendo la de segundo orden, y dan lugar a unas elasticidades a largo plazo muy similares a las obtenidas en la estimación anterior.

El cuadro II muestra los resultados obtenidos en la estimación independiente de (5), es decir, el efecto contemporáneo de la actividad económica sobre los recursos destinados a actividades tecnológicas.

Como resulta frecuente en este tipo de contrastaciones, la evidencia ofrece resultados contradictorios respecto al posible efecto positivo del tamaño sobre las actividades tecnológicas. En la estimación conjunta, en la que domina la variabilidad transversal de la muestra («entre empresas»), la elasticidad obtenida es mayor que uno, lo que supondría un aumento de la proporción de gastos tecnológicos respecto a ventas en la medida que se incrementa la dimensión de la empresa. Sin embargo, este hecho debe estar distorsionado por algún tipo de efecto individual no considerado, ya que los resultados con la transformación de desviaciones ortogonales dan lugar a una fuerte disminución del valor de la elasticidad obtenida (de 1,05 a 0,47), lo que implica una inversión de la anterior

CUADRO II. Gastos en tecnología y actividad económica.

	$\ln E_{it} = c + \mu \ln Q_{it} + \pi_i + u_{it}$		
	Estimación conjunta (niveles)	Desviaciones ortogonales	Desviaciones ortogonales + cambio estructural 1979-81
C	-6,4 (-9,5)	-0,1 (-0,4)	-0,1 (-0,3)
Q	1,05 (19,0)	0,47 (1,8)	0,63 (2,2)
Q(79/81)			-1,2 (-2,1)
TSS	1.891	588	588
RSS	831	504	500
m₁	8,0	4,9	4,8
m₂	5,7	2,3	2,3
Wald Test	362(1)	3,2*(1)	6,2**(2)

* Significativo al 10% **
Significativo al 5%

Notas

- *E_{it}*: *gax*(\times) anuales en actividades tecnológicas (propias + importación); *Q_{it}*: ventas; *g*(79/81): **variables para captar** un posible cambio estructural en la etapa 1979-81, que recoge únicamente los **valores de Q pertenecientes** « dichos años.
- **Restos de indicaciones:** véase cuadro I.
- Se incluyen siete «**efectos**» temporales con objeto de incorporar efectos específicos de carácter anual.
- Se han **ensayado estimaciones en niveles** y otras formas funcionales: cuadrática, logarítmica, cuadrática y **semilogarítmica**, **CMR** **claramente** peores que los aquí recogidos.

conclusión sobre la variación de la intensidad relativa de los gastos en tecnología respecto al tamaño.

La disminución en el grado de significatividad registrada en la estimación en desviaciones está influida, por otra parte, por la existencia de un claro cambio estructural perceptible en los últimos años del período analizado. La inclusión adicional de una nueva variable ficticia durante dicho período ofrece una clara muestra de dicha transformación, sugiriendo que el efecto entre tamaño y actividades tecnológicas se invierte en el período 1979-81. Esto puede ser debido al retardo que adquiere en la industria española el ajuste a la crisis iniciada en 1974 y que en dichos años adquiere su mayor intensidad⁷.

En todas las estimaciones realizadas se mantiene un elevado grado de autocorrelación serial. Esto debe reflejar claras deficiencias de especificación en el modelo empleado, que resulta extremadamente simple para captar la multiplicidad de factores que inciden sobre la realización de las actividades tecnológicas.

Como ya se ha indicado en el apartado 2, si consideramos las dos ecuaciones anteriormente estimadas, (4) y (5), como parte de un modelo simultáneo en el que se determina recursivamente la actividad económica y tecnológica, los coeficientes estimados asociados a Q y CT a través del procedimiento de desviaciones ortogonales estarán sesgados, debido a la relación existente entre las variables de referencia y las perturbaciones aleatorias transformadas. Con objeto de obtener estimadores consistentes se puede recurrir a aplicar un método de variables instrumentales dentro del que, como ya se ha indicado, caben dos estrategias. Por una parte, el empleo como instrumento de algunas de las variables explicativas consideradas como estrictamente exógenas o bien la recurrencia a instrumentos externos al sistema considerado. Por otra parte, el empleo de variables endógenas desfasadas como instrumentos para las ecuaciones en desviaciones, lo que implica restricciones específicas sobre la estructura de correlación serial de los errores, que aseguren su independencia respecto a la perturbación aleatoria.

En nuestro caso, los resultados obtenidos en la estimación en desviaciones obligan a seguir una estrategia mixta, empleando un método distinto para cada una de las dos ecuaciones que componen el sistema. Así, la presencia únicamente de correlación serial de primer grado en la ecuación (4), así como la inspección de su matriz de correlaciones, permite suponer que los errores de dicha ecuación siguen un proceso MA (1), por lo que el vector $[Q_n, \dots, Q_{n-(r-2)}, CT_n, \dots, CT_n^{\wedge}]$ constituyen instrumentos válidos para la estimación de los parámetros β_i y CT . Por tanto, en dicho caso, se puede emplear el procedimiento MGM que

explota las restricciones derivadas de la ausencia de relación de dichos instrumentos respecto a la perturbación aleatoria transformada.

Por lo contrario, la presencia de un elevado grado de correlación serial de primer y segundo grado en la ecuación (5) cuestiona la independencia de los desfases de la variable Q como instrumentos en la misma, obligando a la recurrencia a otro tipo de instrumentos. Ante la ausencia de instrumentos externos adecuados se ha recurrido al empleo de los *inputs* capital (K) y trabajo (L), variables consideradas exógenas en el sistema analizado y con un apreciable grado de correlación con Q . En cualquier caso, y a efectos comparativos, también se ofrecen los resultados derivados del método generalizado de momentos a partir del vector $[Q_j, \dots, Q_{j(t-1)}]$.

Los cuadros III y IV presentan los resultados de los distintos métodos

CUADRO III. *Capital tecnológico y productividad (modelo simultáneo).*

MGM (dos etapas)		
	Coefficiente estimado	Elasticidad L.P.
Q(-i)	0,47 (4,2)	
t	0,02 (2,0)	0,037
K	0,09 (2,5)	0,17
L	0,33 (2,9)	0,62
CT	0,025 (3,1)	0,047
$CTRE$	0,014 (2,6)	0,026
TSS	20,1	
RSS	10,3	
m_x	0,60	
$m-L$	-0,26	
Wald Test	281(6)*	
Sargan Test	36,4(31)**	
* Significativo al 1%		
•* Significativo al 10%		

de variables instrumentales empleados en cada una de las ecuaciones estimadas. Su comparación con los coeficientes en desviaciones anteriormente obtenidos parecen confirmar la existencia de distorsiones en las variables consideradas como endógenas, derivadas de la no consideración de la simultaneidad entre las mismas.

Así, los coeficientes aumentan respecto a los obtenidos anteriormente, incrementándose la elasticidad del producto respecto al capital tecnológico de 0,019 (0,033 a largo plazo) a 0,025 (0,047 a largo plazo), y la de las actividades tecnológicas respecto a la actividad económica de 0,63 a 0,88. Por lo demás, las estimaciones resultan significativas y tanto sus líneas generales como su grado de explicación no difieren en gran medida de lo obtenido anteriormente.

Así, en la ecuación de capital tecnológico y productividad: 1) Se observa un elevado grado de cambio técnico no incorporado cuya elasticidad a largo plazo llega a ser 3,7 por ciento. 2) Se obtienen elasticidades de *inputs* primarios verosímiles, 17 por ciento y 62 por ciento, respectivamente, en las que destaca la escasa entidad del coeficiente referido al capital, fruto, con bastante probabilidad, de sus problemas específicos de medición. 3) El capital tecnológico presenta una elasticidad a largo plazo del 4,73 por ciento, valor muy similar al obtenido en otros trabajos internacionales. 4) Y, finalmente, el efecto del capital tecnológico resulta

CUADRO IV. *Gastos en tecnología y actividad económica (modelo simultáneo).*

	V. instrumentales en desviaciones ortogonales (instrumento: <i>K</i>)	V. instrumentales en desviaciones ortogonales (instrumento: <i>L</i>)	<i>MGM</i> (dos etapas)
<i>Q</i>	0,88	0,99	0,96
	(2,5)	(2,6)	(1,9)
2(79/81)	-1,41	-1,52	-1,16
	(-2,4)	(-2,5)	(-1,9)
<i>TSS</i>	588,7	588,7	588,7
<i>RSS</i>	501,2	502,6	501,7
<i>m_x</i>	4,9	4,9	5,1
<i>m₂</i>	2,3	2,3	2,5
Wald Test	7,7(2)*	8,7(2)**	4,0(i)
Sargan Test			42,9(i)

* Significativo al 5%. **

Significativo al 2%. ***

No significativo.

Notas Véanse «notas a los cuadros I y lili

condicionado por la composición del mismo, mejorando en la medida que aumenta su componente importado.

Respecto a la relación entre gastos en tecnología y actividad económica, la elasticidad obtenida se acerca a la derivada en la estimación conjunta, aproximándose a 1 (0,88), aun cuando se observa un fuerte cambio estructural en la última parte de la muestra (1979-81), que indica una reducción de la misma, posible fruto de los procesos de ajuste presentes en la industria española en el mismo período.

5. Resumen y comentarios finales

El objetivo del presente trabajo es doble. Por una parte, se ofrece un nuevo esquema para el análisis empírico de la relación entre actividad económica y actividad tecnológica, caracterizado por suponer ambos aspectos como variables endógenas de un sistema simultáneo. Los elementos de simultaneidad y su posible distorsión del efecto estimado del capital tecnológico sobre la actividad económica ya han sido considerados en anteriores trabajos ¹², pero han sido referidos a la determinación simultánea de *inputs* y *output* en la función de producción de referencia. Su consideración en el marco de la causalidad entre actividad tecnológica y económica puede tener interés y comparte una perspectiva de endogeneización del cambio técnico recientemente aplicada en otros contextos ¹³.

Por otra parte, el marco analítico desarrollado se ha aplicado a la economía española, obteniéndose estimadores del efecto del capital tecnológico en la actividad económica y de la relación de esta última con los recursos destinados a tecnología, susceptibles de comparación con los tres anteriores trabajos realizados en este campo en nuestro país.

Si bien con diferentes grados de significatividad, las estimaciones obtenidas bajo la hipótesis de presencia de simultaneidad difieren y mejoran respecto a las derivadas en un marco uniecuacional. Ahora bien, la inclusión como variable explicativa de la variable endógena desfasada en la ecuación (4), así como la sencilla y simple especificación de la ecuación (5) aconseja el ser cautos a la hora de atribuir unilateralmente la mejora registrada en la presencia de elementos de simultaneidad. En cualquier caso, con todas las salvedades mencionadas, a las que habría que añadir la imposibilidad de obtener conclusiones definitivas basadas en una sola muestra referida a un único país, de los resultados obtenidos se derivaría que la falta de atención explícita a la posible presencia de

simultaneidad podría dar lugar a una infravaloración apreciable de los coeficientes normalmente estimados respecto al efecto del capital tecnológico en la actividad económica, y la maduración de ésta en los recursos dedicados a actividades investigadoras ¹⁴.

En cuanto a la comparación de los resultados obtenidos con los derivados de anteriores estimaciones referidas a nuestro país, el cuadro V recoge los principales datos a este respecto.

Como puede observarse, a pesar de la corrección introducida por la aplicación del *MGM*, la elasticidad de la actividad económica respecto al capital tecnológico obtenida es muy inferior a los dos primeros trabajos de Lafuente, Salas y Yagüe (1985), y Ruvía (1989), y sólo resulta comparable a la obtenida en Grandon y R. Romero (1991). El valor del coeficiente obtenido es muy similar al derivado en otros trabajos de este tipo en un plano internacional (Mairesse y Sassenou, 1989), aun cuando la productividad marginal implícita resulta muy elevada en términos comparativos debido a la escasa entidad del capital tecnológico respecto al producto en nuestro país.

La elasticidad estimada de los recursos destinados a actividades tecnológicas, por el contrario, es claramente superior a la derivada anteriormente en el único trabajo en que se considera la variación temporal de la muestra (Fluviá, 1989). El coeficiente obtenido se aproxima a 1, lo que implicaría la neutralidad de las variaciones de la actividad económica respecto al nivel de recursos dedicados a la investigación e importación de tecnología ¹⁵.

Por último, la estimación de un coeficiente específico para la composición del capital tecnológico como elemento adicional al efecto derivado de la entidad absoluta del mismo supone una cierta novedad en el marco de los análisis del efecto del capital tecnológico. Los resultados obtenidos han sido bastante robustos a los distintos métodos de estimación empleados, y señalan un efecto positivo de la entidad relativa del capital tecnológico derivado de importaciones sobre el de origen propio. En una situación caracterizada por una escasa realización de actividades I + D y un elevado grado de dependencia relativa respecto a las transformaciones provenientes del exterior, como es el caso de España, esto debería interpretarse como revelador del carácter complementario que

¹⁴ Cabría, asimismo, argumentar que las distorsiones detectadas pueden deberse a otro tipo de problemas que originen la correlación entre las variables consideradas como endógenas y las perturbaciones aleatorias de cada una de las ecuaciones. El principal candidato a este respecto sería la presencia de errores de medida en las variables consideradas como endógenas (Griliches y Hausman (1986).

¹⁵ Adicionalmente dicho valor podría reflejar la elevada participación relativa de las importaciones de tecnología dentro del total de actividades tecnológicas y su relación, incluso contractual, con el volumen de actividad.

CUADRO V. *Relación capital tecnológico y actividad económica.*

	Datos	Tipos de estimación	Período	Elasticidad	Productividad marginal del C.T. implícita
Lafuente, Salas, Yagüe (1985)	Temporales	MCO	1964-80	0,11-0,16 ^a	650%-850%
Fluviá (1989)	Empresas	Panel incompleto. Diferencias	1973-81	0,20-0,18 ^b	210%-434%
Grandon, R. Romero (1990)	Empresas	Panel. Estimador Covarianza	1973-81	0,04-0,044 ^c	46%-96%
R. Romero (1992)	Empresas	Panel. D. ortogonales. MGM	1974-81	0,047 ^d	48-102
<i>Relación gastos anuales en tecnología y actividad económica</i>					
	Datos	Tipo de estimación	Período	Elasticidad	Forma funcional
Lafuente, Salas, Yagüe	Empresas (224)	MCO transversal	1980	1,66-0,6 ^e	log.
Fluviá (1989)	Empresas	Panel incompleto. Diferencias	1973-81	0,31-0,29 ^f	log.
R. Romero (1992)	Empresas	Panel. D. ortogonales. (V.I.)	1974-81	0,88-0,99	log.

las actividades de I + D tienen respecto a las transferencias provenientes del exterior, sin inferir conclusiones sobre la «bondad» o «maldad» de cada una de estas vías de acceso al cambio técnico ¹⁶.

¹⁶ De anteriores trabajos del autor (Rodríguez Romero, 1988) se desprenden efectos que pueden considerarse como «positivos» de la realización de actividades propias de I + D, en el sentido de reducir la incidencia del cambio técnico ahorrador de trabajos estimado para una muestra de empresas industriales españolas.

Apéndice 1

MEDIA DE LOS DATOS EMPLEADOS

	<i>QE</i> (millones ptas , 1980)	<i>K</i> (millones, 1980)	<i>L</i> (personas)	<i>CT</i> (millones, 1980)
1973	13.137 (22.733)	15.236 (23.784)	2.832 (4.798)	1.56 (2.109)
1974	10.504 (41.113)	18.080 (31.015)	2.983 (4.928)	10.192 (2.184)
1975	17.867 (37.092)	20.154 (34.839)	3.108 (5.125)	1.153 (2.237)
1976	20.062 (44.708)	20.522 (36.404)	3.165 (5.282)	1.164 (2.305)
1977	21.045 (45.376)	10.171 (34.518)	3.170 (5.248)	1.191 (2.307)
1978	20.929 (45.546)	18.365 (33.593)	3.187 (5.248)	1.219 (2.383)
1979	22.102 (49.506)	22.745 (39.474)	3.203 (5.300)	1.253 (2.465)
1980	25.420 (59.956)	23.788 (42.187)	3.162 (5.288)	1.201 (2.412)
1981	25.072 (59.903)	22.804 (41.650)	3.095 (5.074)	1.155 (2.369)

* Desviación estándar paréntesis.

Apéndice 2

SECTORES CONSIDERADOS

Sectores industriales NACE-CLIO R25	CNAE (1974).
1. Energía.....	11-16
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	21, 22
3. Minerales y productos no metálicos.....	23, 24
4. Químico	25
5. Productos metálicos	31
6. Maquinaria	32
7. Máquinas de oficina y otros	33, 39
8. Material eléctrico	34, 35
9. Material de transporte	36-38
10. Alimentación	41, 42
11. Textil, vestido y calzado	43-45
12. Papel y derivados	47
13. Caucho y plásticos	48
14. Madera, corcho y otras manufacturas	46, 49

Referencias bibliográficas

- Anderson, T., y Hsiao, C. (1981): «Estimation of Dynamic Model with Error Components», *Journal of the American Statistical Association*, vol. 76, 598-606.
- Arellano, M. (1988): «An Alternative Transformation for Fixed Effects Models with Predetermined Variables», *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.
- Arellano, M., y Bond, S. (1988a): «Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations», *Applied Economics Discussion Paper*, 57, Oxford.
- (1988b): «Dynamic Panel Data Estimation Using DPD», Institute for Fiscal Studies, *Working Paper* 88/15, Londres.
- Arellano, M., y Bover, O. (1990): «La econometría de datos de panel», *Investigaciones Económicas*, vol. XIV, 1, 3-45.
- Chamberlain, G. (1984): «Panel Data», en Griliches, Z., e Intriligator, M. D. (ed.), *Handbook of Econometrics*, vol. II, Elsevier Science Publisher.
- Fluviá, M. (1989): *R & D Activity in Spanish Industrial Firms: An Analysis with Panel Data*, M. Phil thesis in Economics, University of Oxford.
- Grandón, V., y Rodríguez Romero, L. (1991): «Capital tecnológico e incrementos de productividad en la industria española (1975-81)», *Documento de trabajo 91-01*, Departamento de Economía, Universidad Carlos III de Madrid. > Griliches, Z. (1973): «Research Expenditure and Growth Accounting», en Williams, B. R. (ed.), *Science and Technology in Economic Growth*, London Macmillan.
- Griliches, Z., y Hausman, J. (1986): «Error in Variables in Panel Data», *Journal of Econometrics*, vol. 31, 93-118.
- Griliches, Z., y Mairesse, J. (1984): «Productivity and R & D at the Firm Level», en Griliches, Z. (ed.), *R & D, Patents and Technology*, The University of Chicago Press, 1984.
- Holtz-Eakin, D.; Newey, W., y Rosen, H. (1988): «Estimating Vector Autoregressions with Panel Data», *Econometrica*, vol. 56, 1371-1396.
- Lafuente, A.; Salas, V., y Yagüe, M. J. (1985): *Productividad, capital tecnológico e investigación en la economía española*, Ministerio de Industria y Energía.
- Lucas, R. (1988): «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, 3-42.
- Mairesse, J., y Sassenou, M. (1989): «Recherche-Developpement et productivité: Un panorama de études économétriques», *Seminaire International sur la Science, la Technologie et le Croissance Economique*, OECD.
- Pakes, A., y Schankerman, M. (1984): «The Rate of Obsolescence of Patents, Research Gestation Lags and Private Rate of Return to Research Resources», en Griliches, Z. (ed.), *R & D, Patents and Productivity*, University of Chicago Press.
- Rodríguez Romero, L. (1988): «Efectos individuales en la estimación de elasticidades de sustitución: Grandes empresas industriales españolas 1979-81», *Revista Española de Economía*, vol. 5, 138-153.

- Segura, J.; Martín, C; Rodríguez Romero, L., *et al.* (1989): *La industria española ante la crisis*, Alianza Editorial.
- Stoneman, P. (1983): *The Economic Analysis of Technological Change*, Oxford University Press.
- Suzuki, K. (1985): «Knowledge Capital and the Private Rate of Return to R & D Japanese Manufacturing Industries», *Journal of Industrial Organization*, vol. 33, 267-274.

ÍNDICE DE AUTORES

MANUEL ARELLANO (CEMFI).
MARÍA ARRAZOLA (Universidad Pública de Navarra).
JAVIER ANDRÉS (Universidad de Valencia).
CÉSAR ALONSO (Universidad Complutense y CEMFI).
SAMUEL BENTOLILA (CEMFI).
JUAN JOSÉ DOLADO (Banco de España).
JOSÉ CARLOS FARIÑAS (Universidad Complutense y FEP).
JAUME GARCÍA (Universidad Pompeu Fabra).
ENRIQUE GINER (Universidad de Zaragoza).
ELENA HUERGO (Universidad Complutense y FEP).
CARMELA MARTÍN (Universidad Complutense y Fundación FIES). ■
CRISTINA MAZÓN (Universidad Complutense y Banco de España).
LOURDES MORENO (Universidad Complutense y FEP).
Luis RODRÍGUEZ ROMERO (Universidad Carlos III).

ÍNDICE

Prólogo	7
Introducción, por Juan J. Dolado, Carmela Martín y Luis Rodríguez Romero	9
Capítulo 1. Introducción al análisis econométrico con datos de panel, por Manuel Arellano.....	23
Capítulo 2. Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?, por Cristina Mazón	49
Capítulo 3. La relación entre la inversión y la q de Tobin en las empresas industriales españolas, por César Alonso y Samuel Bentolila.....	77
Capítulo 4. Inversión y ratio q de Tobin: estudio empírico con datos empresariales españoles, por Enrique Giner.....	117
Capítulo 5. Efectos de los factores financieros en el empleo usando datos de empresas, por María Arrazola.....	141
Capítulo 6. Factores determinantes de los salarios: evidencia para la industria española, por Javier Andrés y Jaume García	171
Capítulo 7. Determinantes de las exportaciones intracomunitarias de las industrias españolas, por Carmela Martín y Lourdes Moreno	197
Capítulo 8. Margen precio-coste e importaciones en la industria española (1980-1986), por José Carlos Fariñas y Elena Huergo.	211
Capítulo 9. Actividad económica y actividad tecnológica: un análisis simultáneo de datos de panel, por Luis Rodríguez Romero.	237